



W  
49  
(9906)

## Documento de trabajo

**Paridad del poder adquisitivo:  
mecanismos de corrección del error  
e inestabilidad paramétrica**

**Amalia Morales Zumaquero  
Rodrigo Peruga Urrea**

No. 9906

Septiembre 1999

# ICAE

**Instituto Complutense de Análisis Económico**

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE

FACULTAD DE ECONOMICAS

Campus de Somosaguas

28223 MADRID

Teléfono 91 394 26 11 - FAX 91 294 26 13

Internet: <http://www.ucm.es/info/icae/>

E-mail: [icaesec@ccee.ucm.es](mailto:icaesec@ccee.ucm.es)

# ICAE

**Instituto Complutense de Análisis Económico**

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE

TL 67883

## PARIDAD DEL PODER ADQUISITIVO: MECANISMOS DE CORRECCIÓN DEL ERROR E INESTABILIDAD PARAMÉTRICA<sup>#</sup>

Amalia MORALES ZUMAQUERO\*  
Rodrigo PERUGA URREA\*\*

Marzo 1999

### RESUMEN

Este artículo analiza empíricamente la validez de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) empleando la metodología del Modelo de Corrección del Error (MCE). Los objetivos del mismo se pueden sintetizar en cuatro: en primer lugar, examinar qué variable o variables incorporan en su dinámica a corto plazo un mecanismo de corrección del error. En segundo lugar, obtener información sobre la intensidad con la que se corrigen las desviaciones del equilibrio, es decir, sobre cuál es la velocidad de ajuste hacia el equilibrio a largo plazo. En tercer lugar, analizar si el mecanismo de ajuste hacia el equilibrio es estable y en último lugar, examinar si existen diferencias sectoriales entre los bienes que pueden ser catalogados como comerciables y no comerciables.

### ABSTRACT

This paper examines the behavior of Purchasing Power Parity (PPP) using Error Correction Models (ECM). We distinguish four different objectives: firstly, this paper examines what variable or variables exhibit a significant error correction mechanisms. In addition, this paper shows empirical evidence about the velocity of adjustment to the long run equilibrium. On the other hand, it examines the adjustment coefficient stability and, finally, it analyses if the behavior of traded sectors and non-trade sectors is different.

JEL: F30

B 19 96 47 54  
531847 09 66

<sup>#</sup> Los autores agradecen los comentarios realizados a este trabajo por los participantes en las VI Jornadas de Economía Internacional.

\* Dto. de Teoría e Historia Económica, Facultad de CC. Económicas, Universidad de Málaga. E-mail: amalia@uma.es.

\*\* Dto. de Fundamentos del Análisis Económico II, Facultad de CC. Económicas, Universidad Complutense de Madrid. E-mail: rodrigop@eucmax.sim.ucm.es.

## 1.- INTRODUCCIÓN

Este artículo analiza el comportamiento de la Paridad del Poder Adquisitivo (PPA) empleando la metodología del Modelo de Corrección del Error (MCE). Los objetivos básicos de este trabajo se pueden sintetizar en cuatro: en primer lugar, examinar qué variable o variables incorporan en su dinámica a corto plazo un mecanismo de corrección del error. En segundo lugar, obtener información sobre la intensidad con la que se corrigen las desviaciones del equilibrio. En tercer lugar, analizar si el mecanismo de ajuste hacia el equilibrio es estable y en cuarto y último lugar, examinar si existen diferencias sectoriales en cuanto al comportamiento de los bienes comerciables y los bienes no comerciables.

Aunque la literatura empírica que utiliza técnicas de cointegración para la contrastación de la PPA es bastante abundante<sup>1</sup>, el análisis de cointegración aporta información limitada. Esencialmente permite rechazar o no la existencia de una relación a largo plazo entre variables y ofrece una estimación del vector de cointegración, que salvo por el signo de los coeficientes, apenas aporta información relevante. Sin embargo, el MCE, al considerar simultáneamente la dinámica a corto y a largo plazo de las variables, ofrece una información más rica, permitiendo caracterizar dos aspectos relevantes acerca de la PPA. En primer lugar, permite determinar cuáles son las variables endógenas del sistema en el largo plazo, es decir, qué variables incorporan en su dinámica a corto plazo un mecanismo de corrección del error. En segundo lugar, permite caracterizar la velocidad de ajuste hacia el equilibrio a largo plazo de las distintas variables.

El análisis de cuáles son las variables que se ajustan a corto plazo para alcanzar el equilibrio a largo plazo es relevante porque, en primer lugar, si se conoce la variable que se ajusta se conoce cuál es la variable endógena y, por tanto, se gana eficiencia. En segundo lugar, de este análisis se podrá concluir, o bien que ninguna de las dos variables presenta un mecanismo de corrección del error (lo que equivale a reconocer ausencia de cointegración), o bien que el tipo de cambio y/o los precios relativos presentan tal mecanismo (lo que equivale a reconocer la presencia de algún tipo de relación a largo plazo

entre ellas).

En principio, la hipótesis de la PPA no excluye ninguna de las formas posibles del MCE. Por ejemplo, si se supone que las perturbaciones reales en los diferentes sectores son idénticas en cada país un mismo ajuste en el tipo de cambio serviría para corregir las desviaciones transitorias de la PPA a largo plazo en todos los sectores, por lo que sólo el tipo de cambio exhibiría un mecanismo de corrección del error. Sin embargo, esta hipótesis parecería poco probable si los precios relativos intranacionales no fuesen estacionarios<sup>2</sup>, por lo que los índices sectoriales exhibirían un comportamiento estocástico diferenciado. Por tanto, de cumplirse la PPA en más de un sector, los precios relativos deberían proporcionar parte del ajuste.

Por otro lado, el análisis de cuál es la velocidad de ajuste suministra información sobre el porcentaje de respuesta de las diferentes variables frente a las desviaciones del equilibrio a largo plazo (puesto que el modelo está en logaritmos). Así, valores grandes del parámetro de velocidad de ajuste indican que la variable en cuestión se ajusta hacia el equilibrio en cada período en un porcentaje muy elevado, mientras que valores pequeños indican que el ajuste hacia el equilibrio a largo plazo es muy lento. Conocer la velocidad de ajuste puede permitir verificar si para mercados integrados el ajuste de las variables hacia el equilibrio es más rápido que para mercados no integrados.

Este trabajo pretende analizar también la posible evidencia de inestabilidad tanto en el coeficiente de cointegración como en el coeficiente de ajuste asociado al mecanismo de corrección del error. La evidencia de inestabilidad múltiple en el coeficiente de velocidad de ajuste indicará si el comportamiento dinámico del ajuste hacia el equilibrio es variable en el tiempo o no, es decir, si hay períodos en los que el ajuste hacia el equilibrio a largo plazo es más rápido y períodos en los que el ajuste es más lento o períodos donde la variable que se ajusta haya cambiado. Por ejemplo, es posible que el ajuste en los precios dependa de la magnitud del desequilibrio. Así, frente a pequeños cambios en el tipo de cambio, la respuesta de los precios puede ser despreciable por su lentitud. Sin embargo, frente a devaluaciones significativas, como las experimentadas en los realineamientos de algunas monedas del Sistema Monetario Europeo (SME), este ajuste puede ser más significativo, por lo que la velocidad de ajuste en los precios puede no ser estable a lo largo

<sup>1</sup> Véase Edison y Klovland (1987), Taylor (1988), Enders (1988), Corbae y Ouliaris (1988, 1990), Canarella, Pollar y Lay (1990), Mark (1990), Johnson (1990), Kim (1990), Ardeni y Lubian (1991), Fisher y Park (1991), Fraser, Taylor y Webster (1991), Ngama y Sosvilla-Rivero (1991), Trozano (1992), Cheung y Lai (1993a, 1993b), Kugler y Lenz (1993), Chowdhury y Sdogati (1993), Pérez Jurado y Vega (1993), Rogers y Jenkins (1995), Camarero y Tamarit (1996), Gámez *et al.* (1996), Ledesma *et al.* (1997), Dutton y Strauss (1997).

<sup>2</sup> Los resultados obtenidos por Morales y Peruga (1999) muestran poca evidencia favorable a la estacionariedad de los precios relativos intranacionales (para el conjunto de los siete subíndices de precios que se emplean en este trabajo).

de toda la muestra.

Para estudiar cómo estas dos fuentes de inestabilidad paramétrica afectan al cumplimiento a largo plazo de la PPA, se utiliza la metodología propuesta recientemente por Bai y Perron (1998) consistente en la estimación y contraste de modelos lineales en presencia de múltiples cambios estructurales en fechas desconocidas. Esta metodología permite no sólo detectar múltiples cambios estructurales sino también la estimación de las fechas en las que tienen lugar dichos cambios.

Por último, ¿cómo puede la información acerca del MCE ser de utilidad con el propósito de diferenciar el comportamiento de los sectores de bienes comerciables y no comerciables? Si se supone que la integración internacional de los mercados de bienes comerciables es más profunda que la de los mercados de bienes no comerciables, una más rápida transmisión de las perturbaciones en estos sectores debería implicar un mayor ajuste en los precios de estos bienes. Por tanto, la hipótesis que se pretende validar en el presente trabajo es que si la PPA tiene mayor probabilidad de cumplimiento entre bienes comerciables que entre no comerciables, el MCE de los primeros debe incorporar con mayor frecuencia que el de los segundos un mecanismo de corrección del error en los precios, con mayor velocidad de ajuste en ellos.

Para finalizar, dentro de la evidencia empírica previa que emplea la metodología del MCE para el análisis del comportamiento de la PPA se pueden citar los trabajos de Edison (1985), Taylor y McMahon (1988), Johnson (1990), Kim (1990), Kugler (1990), Fisher y Park (1991), Ngama y Sosvilla-Rivero (1991) y Taylor (1992), entre otros.

Taylor y McMahon (1988), contrastan la PPA empleando técnicas de cointegración y encuentran mecanismos de corrección del error coherentes con los resultados previos, por lo que concluyen que la PPA se cumple a largo plazo pero experimenta evidencia de desviaciones en el corto plazo. Por otro lado, Johnson (1990) estima la dinámica a corto plazo mediante modelos de corrección del error para el tipo de cambio y los precios, para un conjunto de subperíodos correspondientes a diferentes regímenes cambiarios. En los subperíodos en los que el sistema cambiario es de tipos de cambio fijos, el ajuste hacia la PPA recae única y exclusivamente sobre la tasa de inflación doméstica, mientras que, en los subperíodos donde el sistema cambiario es de tipos de cambio flexibles, el ajuste recae no sólo sobre la tasa de inflación doméstica sino también sobre el tipo de cambio. Por tanto, los resultados de este trabajo ponen de manifiesto que la elección del sistema

cambiario tiene un fuerte efecto sobre el mecanismo de ajuste hacia la PPA. Asimismo, Kim (1990) tras obtener evidencia de cumplimiento de la PPA (empleando datos anuales del IPM, para el período 1900-1987), estima un MCE y obtiene que el tipo de cambio es la variable que se ajusta a corto plazo, oscilando el porcentaje de ajuste entre un 30% y un 50% por año. Fisher y Park (1991) analizan, de nuevo, la dinámica a corto mediante la estimación de un conjunto de modelos bilaterales de corrección del error para el período de tipos de cambio flexibles. Los resultados muestran que el tipo de cambio es la variable que, con mayor frecuencia, se ajusta para conseguir el equilibrio a largo plazo. En el trabajo de Ngama y Sosvilla-Rivero (1991), tras obtener evidencia de cointegración para el tipo de cambio peseta/marco alemán, utilizando el IPM, se estima un MCE. Los resultados muestran que cuando se emplean datos mensuales (1977:1-1988:12) los precios causan al tipo de cambio y el tipo de cambio a los precios, es decir, la evidencia muestra como a corto plazo tanto el tipo de cambio como los precios se ajustan para alcanzar el equilibrio. Cuando se emplean datos trimestrales (1977:1-1988:4) se detecta que la causalidad sólo se presenta en un sentido: desde los precios al tipo de cambio.

En resumen, los resultados existentes en la literatura son mixtos aunque parece haber evidencia más favorable a que la variable que se ajusta en el corto plazo es el tipo de cambio, sobre todo en períodos donde el sistema cambiario es de tipos de cambio flexibles.

El resto del trabajo se estructura como sigue. En el apartado 2 se presentan la metodología econométrica y el procedimiento econométrico empleados. En el apartado 3 se describen los datos empleados en el análisis empírico, en el apartado 4 se lleva a cabo una descripción sucinta de los resultados, en el apartado 5 se resumen los resultados y finalmente, en el apartado 6 se extraen un conjunto de conclusiones.

## 2.- METODOLOGÍA

Para la estimación del MCE y la detección de posible inestabilidad paramétrica, tanto en la relación de cointegración como en el mecanismo de corrección del error, se utiliza el procedimiento recientemente propuesto por Bai y Perron (1998). A continuación, se pasa a describir brevemente dicha metodología, para luego explicar su aplicación concreta al análisis empírico.

## 2.1.- Descripción de la metodología

Bai y Perron (1998) han propuesto un procedimiento para la estimación y contraste de modelos lineales en presencia de múltiples cambios estructurales en fechas desconocidas. Del trabajo de Bai y Perron (1998) se desprenden tres aportaciones básicas:

1) En primer lugar, Bai y Perron (1998) desarrollan un método general para la estimación y contrastación de modelos lineales con varios puntos de corte en fechas desconocidas. Estos autores consideran un modelo con cambio estructural parcial, es decir, no todos los parámetros del modelo están sujetos a cambios. La estimación se lleva a cabo minimizando la suma de los cuadrados de los residuos, siendo desconocidos los potenciales puntos de cambio estructural que serán variables a estimar.

Bai y Perron (1998) parten de una regresión lineal con  $m$  cambios estructurales ( $m+1$  regímenes) que se representa como:

$$y_t = x_t' \gamma + z_t' \delta_j + u_t \quad t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j \quad (1)$$

para  $j=1, \dots, m+1$  y donde por convención  $T_0=0$  y  $T_{m+1}=T$ . En este modelo  $y_t$  es la variable independiente,  $x_t$  ( $p \times 1$ ) y  $z_t$  ( $q \times 1$ ) son los regresores y  $\gamma$  y  $\delta_j$  son sus correspondientes vectores de coeficientes y  $u_t$  es una perturbación aleatoria. En (1) se estiman los coeficientes de la regresión junto con los puntos de corte desconocidos, partiendo de una muestra de  $T$  observaciones para  $(y_t, x_t, z_t)$ . Este modelo presenta cambio estructural parcial en el sentido de que el parámetro  $\gamma$  no está sujeto a cambios y es estimado empleando la muestra completa. Cuando  $p=0$  se obtendrá un modelo de cambio estructural pleno donde todos los coeficientes estarán sujetos a cambio. Además, Bai y Perron (1988) analizan la tasa de convergencia, la consistencia y las distribuciones empíricas de los estimadores del punto de corte.

2) Bai y Perron (1998) consideran el problema de contrastar la existencia de múltiples cambios estructurales para el caso de regresores sin tendencia. Para ello, desarrollan un conjunto de tres contrastes:

a) Contraste *supF* cuya hipótesis nula es que no hay cambio estructural ( $m=0$ ) frente a la hipótesis alternativa de que existe un número arbitrario de cambios estructurales ( $m=k$ ).

b) Contraste *Dmax* (*double maximun*) que contrasta la no existencia de cambio estructural ( $m=0$ ) frente a la alternativa de que existe un número de cambios estructurales desconocido pero limitado por un número máximo,  $M$  ( $1 \leq m \leq M$ ).

c) Contraste *supF* ( $l+1/l$ ) cuya hipótesis nula es que existen  $l$  cambios estructurales ( $m=l$ ) frente a la alternativa de que existen  $l+1$  ( $m=l+1$ ).

Bai y Perron (1998) obtienen las distribuciones asintóticas de los contrastes que se han comentado y sus correspondientes valores críticos.

Asimismo, estos autores desarrollan un algoritmo secuencial extraordinariamente eficiente que simplifica el número de regresiones a realizar. Con la metodología secuencial desarrollada hasta el momento la existencia de un punto de corte implicaría estimar  $n$  regresiones, la existencia de dos puntos de corte implicaría estimar  $n^2$  regresiones, la existencia de  $m$  puntos de corte implicaría estimar  $n^m$  y así, sucesivamente. Sin embargo, el algoritmo secuencial propuesto por Bai y Perron (1998) sólo exige una restricción general acerca del número máximo de puntos de corte en la muestra. Este procedimiento secuencial permite estimar el modelo sin necesidad de que los puntos de corte tengan que estar determinados simultáneamente.

3) La metodología de Bai y Perron (1998) proporciona estimaciones de los puntos de corte e intervalos de confianza para los mismos.

## 2.2.- Aplicación de la metodología

Existen dos procedimientos básicos para la estimación del MCE. El primer método es el procedimiento bietápico propuesto por Granger y Engle (1987). En la primera etapa se estima la regresión de cointegración. En la segunda etapa se estima el MCE en primeras diferencias al que se incorpora un mecanismo de corrección del error utilizando como regresor los residuos de la primera ecuación, como medida de las desviaciones transitorias del equilibrio a largo plazo. Un procedimiento alternativo es el propuesto por Johansen (1988, 1991) en el que se estiman ambas etapas simultáneamente por un procedimiento multivariante de correlación canónica. Dado que la metodología de Bai y Perron se aplica a modelos uniecuacionales, este estudio está abocado a emplear el primero de los procedimientos.

## Etapa 1

En esta primera etapa se estima<sup>3</sup> la regresión de cointegración, bien en su formato directo:

$$s_t = \varphi + \beta(p_t - p_t^*) + \varepsilon_t \quad (2)$$

o recíproco:

$$(p_t - p_t^*) = \varphi' + \beta' s_t + \varepsilon'_t \quad (3)$$

donde  $p_t$  es el precio en logaritmos del país doméstico, en el período  $t$ ,  $p_t^*$  es el precio en logaritmos del país extranjero, en el período  $t$ ,  $s_t$  es el logaritmo del tipo de cambio nominal y  $\varepsilon_t, \varepsilon'_t$  son perturbaciones aleatorias.

La aplicación de MCO a regresiones con variables no estacionarias produce estimadores superconsistentes, cuyas distribuciones son, sin embargo, no estandar. Es por ello que la metodología de Bai y Perron para la estimación de inestabilidad paramétrica no es directamente aplicable a estas regresiones. Sin embargo, el estimador del punto de corte sí es consistente por lo que sí es aplicable la metodología para este fin<sup>4</sup>.

De esta primera etapa se pueden presentar dos situaciones:

1) que los coeficientes  $\beta$  y  $\beta'$  resulten ser inestables. En este caso se incorpora en las ecuaciones (2) y (3), respectivamente, una variable ficticia para cada uno de los intervalos comprendidos entre los puntos de corte que se hayan detectado. Los residuos estimados a partir de dicha ecuación ampliada se toman como medida de las desviaciones del equilibrio.

2) que los coeficientes  $\beta$  y  $\beta'$  resulten ser estables. En este caso se calculan las desviaciones a partir de los residuos de las ecuaciones (2) y (3), respectivamente.

## Etapa 2

El objetivo de esta segunda etapa es estimar el MCE, es decir, determinar qué

<sup>3</sup> Agradecemos a Bai y Perron (1998) el programa que nos han facilitado para efectuar las estimaciones, escrito en GAUSSi versión 3.0.

<sup>4</sup> Se han efectuado un conjunto de experimentos de simulación con regresores no estacionarios obteniéndose que la localización de los puntos de corte es la correcta. Esta cuestión queda abierta a un análisis de simulación posterior más exhaustivo.

variable se ajusta y cuál es la intensidad con la que se corrigen las desviaciones del equilibrio, analizando la presencia de inestabilidad en el mecanismo de ajuste hacia el equilibrio. El formato del MCE que se estima cuando el tipo de cambio es la variable dependiente es:

$$A(L)\Delta s_t = B(L)\Delta(p_t - p_t^*) - \alpha[s_{t-1} - \hat{\varphi} - \hat{\beta}(p_{t-1} - p_{t-1}^*)] + u_t \quad (4)$$

y cuando la variable dependiente son los precios relativos:

$$A'(L)\Delta(p_t - p_t^*) = B'(L)\Delta s_t - \alpha'[(p_{t-1} - p_{t-1}^*) - \hat{\varphi}' - \hat{\beta}' s_{t-1}] + u'_t \quad (5)$$

donde  $A(L) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p$ ;

$$A'(L) = 1 - \alpha'_1 L - \alpha'_2 L^2 - \dots - \alpha'_p L^p;$$

$$B(L) = \gamma_1 L + \gamma_2 L^2 + \dots + \gamma_q L^q \quad \text{y}$$

$$B'(L) = \gamma'_1 L + \gamma'_2 L^2 + \dots + \gamma'_q L^q \quad \text{son polinomios de retardo de las variables en cuestión.}$$

Los términos  $[s_{t-1} - \hat{\varphi} - \hat{\beta}(p_{t-1} - p_{t-1}^*)]$  y  $[(p_{t-1} - p_{t-1}^*) - \hat{\varphi}' - \hat{\beta}' s_{t-1}]$  son los mecanismos de corrección del error para la regresión de cointegración en su formato directo y recíproco, respectivamente y el parámetro  $\alpha$  ( $\alpha'$ ) es el parámetro de velocidad de ajuste que recoge la intensidad con la que se corrigen las desviaciones del equilibrio. Por ejemplo, si en el MCE representado por la ecuación (4) los precios relativos comenzaran a crecer más rápidamente de lo que sería consistente con (4), el tipo de cambio estaría por debajo de su valor de equilibrio (el término  $[s_{t-1} - \hat{\varphi} - \hat{\beta}(p_{t-1} - p_{t-1}^*)]$  sería negativo) pero como  $-\alpha$  es negativo, el efecto final aumentaría el tipo cambio, eliminando el desequilibrio. El tipo de cambio se ajustaría endógenamente. Por tanto, valores grandes de  $\alpha$  (próximos a -1) indican que dicha variable neutraliza los desequilibrios, en cada período, en un porcentaje muy elevado y valores pequeños (próximos a cero) indican que el ajuste hacia el equilibrio a largo plazo es muy lento.

Por otro lado, el número de retardos que se ha empleado para la estimación de la

ecuación de los MCE es de 3, cuando la variable dependiente es el tipo de cambio y de 12, cuando la variable dependiente son los precios relativos. Esta elección del número de retardos en 3 y 12 se considera suficiente para capturar correctamente la dinámica de las variables tipo de cambio nominal y precios relativos, respectivamente, debido a que éstos son más persistentes que el tipo de cambio. No obstante, se ha llevado a cabo un análisis de sensibilidad del modelo respecto al número de retardos elegido y los resultados, en cuanto a la variable que se ajusta en el corto plazo, se mantienen.

En el estudio empírico que se efectúa, sólo interesa examinar la inestabilidad paramétrica de algunos coeficientes del MCE. En particular, este estudio se limita al análisis de inestabilidad de los vectores de cointegración  $\beta$  y  $\beta'$ , y de los coeficientes de ajuste  $\alpha$  y  $\alpha'$ . Por tanto, se asume que los coeficientes de los polinomios de retardo  $A(L)$ ,  $A'(L)$ ,  $B(L)$  y  $B'(L)$ , son constantes. Bajo este supuesto es posible aliviar el alto coste computacional que supone tener que estimar por el procedimiento de Bai y Perron modelos de corrección del error con numerosos regresores (por ejemplo, el MCE para los precios relativos incluye 26 regresores: 12 retardos para la variable dependiente, otros 12 retardos para la variable explicativa, una constante y el mecanismo de corrección del error).

Este proceso de simplificación de cálculos es análogo al proceso de concentración de la verosimilitud empleado en la metodología de Johansen (1988, 1991). Consiste en filtrar primero tanto la variable dependiente como el mecanismo de corrección del error, regresando ambas contra el conjunto de todos los retardos de las dos variables, dependiente y explicativa, que aparecen en el MCE, y cuyos coeficientes se asumen constantes en la muestra. Una vez realizado este proceso, se regresa la variable dependiente filtrada contra una constante y el mecanismo de corrección del error filtrado, lo que reduce el número de coeficientes a estimar. El segundo de estos coeficientes es el parámetro de velocidad de ajuste ( $\alpha$  y  $\alpha'$ ) y cuya inestabilidad es objeto prioritario de este estudio<sup>5</sup>.

En resumen, de esta segunda etapa se extraen tres bloques de información:

- a) qué variables presentan un mecanismo de corrección del error;
- b) qué variable es la variable endógena y
- c) si hay evidencia de inestabilidad en la dinámica de ajuste el procedimiento secuencial de Bai y Perron (1998) permite estimar cuándo se produce el cambio y el valor

<sup>5</sup> Se han llevado a cabo estimaciones del modelo filtrado y sin filtrar no detectándose diferencias en cuanto a la localización de los puntos de corte.

del parámetro de ajuste antes y después de producirse el cambio estructural. Si no hay evidencia de inestabilidad se procede a estimar el parámetro de velocidad de ajuste para la muestra completa.

### 3.- DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

En este trabajo se emplean siete categorías de índices de precios desagregados sin desestacionalizar para siete países europeos: Alemania, Bélgica, España, Francia, Holanda, Italia y Reino Unido. Los datos de índices de precios al consumo desagregados se toman, para todos los países, excepto para España, de *Eurostatistics*, estadísticas publicadas por *Eurostat*. Concretamente, los siete índices de precios al consumo desagregados son *alimentos excluyendo bebidas y comidas fuera de casa*, P1; *vestido y calzado, incluidas reparaciones*, P2; *vivienda (alquileres, combustible y energía)*, P3; *menaje y servicios para el hogar*, P4; *transportes y comunicaciones*, P6; *esparcimiento, enseñanza y cultura*, P7 y *otros bienes y servicios*, P8. En principio, se consideran como subíndices de precios de bienes comerciables P1, P2 y P4 y como subíndices de precios de bienes no comerciables P3, P6, P7 y P8. El año base de estas series de índices de precios desagregados es el año 1985<sup>6</sup>.

Las series de índices desagregados de precios al consumo, publicadas por *Eurostat* para España, presentan una ruptura en el año 1992. Estas series, ya homogeneizadas, se toman del Instituto Nacional de Estadística (INE). La definición de los subíndices publicados por el INE es idéntica a la publicada por *Eurostat*.

Los datos de tipo de cambio nominal se toman de Estadísticas Financieras Internacionales del Fondo Monetario Internacional. Las series se extienden, para todos los países, desde 1975:1 a 1995:12 (252 observaciones mensuales) y están definidas como dólar/moneda extranjera, excepto para Italia que se define como lira/dólar. A partir de estas series, se construyen los tipos de cambio bilaterales para los 21 pares de relaciones bilaterales posibles. Los datos de tipo de cambio nominal son datos de final de período.

El período objeto de estudio varía ligeramente por países. En primer lugar, para

<sup>6</sup> Como puede observarse, hay un salto del subíndice P4 al P6. El subíndice P5, *medicina y conservación de la salud* (también publicado por Eurostat), no se utiliza en este análisis por no existir series homogéneas para todos los países objeto de estudio.



Bélgica, Francia, Italia y Reino Unido la muestra comprende el período 1975:1-1995:12, para todos los subíndices. En segundo lugar, para Holanda desde 1975:1-1995:12 para todos los subíndices, excepto para el P8, que se extiende desde 1980:3 hasta 1995:12. En tercer lugar, para España desde 1976:1 hasta 1995:12 para todos los subíndices y por último, para Alemania se extiende desde 1976:1 hasta 1995:7, para todos los subíndices.

#### 4.- DESCRIPCIÓN DE LOS RESULTADOS

El procedimiento econométrico descrito en el apartado anterior se lleva a cabo para 20 relaciones bilaterales entre países<sup>7</sup> y para las siete categorías de subíndices de precios, con el propósito de encontrar un comportamiento diferencial entre los subíndices de precios de bienes comerciables y de no comerciables en cuanto a la variable que se ajusta a corto plazo hacia el equilibrio. Se esperaría que en aquellos casos en los que se emplea un subíndice representativo de bienes comerciables el ajuste recayera sobre los precios relativos, es decir, se esperaría que la evidencia apoyase la hipótesis económica que sostiene que en mercados sometidos a competencia las variables se ajustan más rápidamente hacia el equilibrio y el ajuste recae sobre los precios relativos.

Los resultados del análisis están recogidos en las Tablas 1-17. En general, en la primera fila se muestra el subíndice de precios empleado en la estimación y la regresión que se está estimando, es decir, si es la regresión que toma el tipo de cambio como variable dependiente (NXRT-RCP) o si es la que toma los precios relativos como variable dependiente (RCP-NXRT). En la segunda fila se muestra por un lado, el coeficiente del que se está analizando la evidencia de inestabilidad (coeficiente de cointegración y coeficiente de ajuste) y por otro lado, la estimación del coeficiente de velocidad de ajuste. En la primera columna se recogen las 20 relaciones bilaterales objeto de análisis y en el resto de columnas se muestran los resultados numéricos.

A continuación se describen sucintamente, para cada uno de los subíndices de precios, los resultados que se han obtenido en cuanto a la evidencia de inestabilidad en los coeficientes de cointegración de las regresiones directa y recíproca y en los coeficientes de

ajuste y en cuanto a la variable que se ajusta y a su velocidad de ajuste.

Para el subíndice de precios *alimentos menos bebidas y comidas fuera de casa*, P1, los resultados numéricos se presentan en las Tablas 1-2. En cuanto a la evidencia de inestabilidad, para la regresión de cointegración NXRT-RCP se ha detectado evidencia de inestabilidad en el coeficiente de cointegración  $\beta$  en 13 relaciones bilaterales de las 20 posibles. La evidencia de inestabilidad en el coeficiente de ajuste  $\alpha$  es bastante más reducida, detectándose sólo en 4 de las 20 relaciones bilaterales posibles. Para la regresión RCP-NXRT se han detectado 3 relaciones bilaterales para las que el coeficiente de cointegración  $\beta'$  es inestable y 4 relaciones bilaterales de las 20 posibles en las que el coeficiente de ajuste  $\alpha'$  es inestable.

En general, la localización del punto de corte no coincide a lo largo de las distintas relaciones bilaterales, detectándose sólo cierta regularidad en la localización de los puntos de corte en la regresión directa, para el coeficiente de cointegración  $\beta$ . Así por ejemplo, para las relaciones bilaterales ALE-ITA, BEL-ITA, FRA-ITA y HOL-ITA uno de los puntos de corte que se detectan se sitúa en la fecha 92:12 (en la relación bilateral FRA-UK el punto de corte se sitúa en la fecha 92:8), en las relaciones ALE-BEL, ALE-HOL, ALE-UK, BEL-FRA, BEL-HOL, ESP-UK, HOL-UK e ITA-UK se sitúa a principios de los 80. Por otro lado, se observa que en algunos casos los puntos de inestabilidad en los coeficientes  $\alpha$  y  $\beta$  se localizan en los extremos de la muestra. Por otro lado, la evidencia de inestabilidad múltiple se concentra en las relaciones bilaterales BEL-FRA, BEL-ITA, ESP-UK, FRA-ITA y HOL-ITA para el coeficiente de cointegración  $\beta$ .

En cuanto a la variable de ajuste para el subíndice de precios P1 se han obtenido 3 relaciones bilaterales (ALE-BEL, BEL-HOL, BEL-UK) en las que la variable de ajuste son los precios relativos, 8 relaciones en las que la variable que se ajusta a corto plazo es el tipo de cambio (ALE-FRA, ALE-ITA, ALE-UK, BEL-FRA, FRA-HOL, FRA-ITA, HOL-ITA, HOL-UK), 3 relaciones en las que se ajustan ambas variables (BEL-ITA, ESP-UK, ITA-UK) y 6 relaciones en las que no hay evidencia de ajuste debido a que el parámetro estimado de velocidad de ajuste presenta un valor próximo a cero y no es significativo (ALE-ESP, ALE-HOL, BEL-ESP, ESP-FRA, ESP-HOL, FRA-UK).

En cuanto a la velocidad de ajuste se observa que, en las relaciones bilaterales en las que la variable de ajuste son los precios relativos, oscila entre un mínimo de un 0.0271 (para BEL-UK), es decir, los precios relativos se ajustan un 2.71% cada mes para alcanzar

<sup>7</sup> Se excluye la relación bilateral ESP-ITA ya que el análisis univariante de los datos ha señalado que el tipo de cambio bilateral peseta/lira es estacionario. El análisis univariante de todas las series de tipos de cambio nominales bilaterales, de precios y de precios relativos está a disposición de quién lo solicite.



el equilibrio a largo plazo y un máximo de un 0.1026 (para BEL-HOL), es decir, un 10.26%. En las relaciones bilaterales en las que la evidencia de ajuste recae sobre el tipo de cambio, el parámetro de velocidad de ajuste oscila, en términos porcentuales, entre un máximo de un 22.08% (para FRA-ITA) y un mínimo de un 6.10% (para FRA-HOL). Por último, en todas las relaciones bilaterales en las que ajustan tanto los precios relativos como el tipo de cambio, la magnitud de ajuste del tipo de cambio es sensiblemente mayor a la de los precios relativos. Por ejemplo, en la relación bilateral ESP-UK, los precios relativos se ajustan un 2.09% cada mes, mientras que del tipo de cambio lo hace un 9.36% cada mes.

Los resultados numéricos para el subíndice de precios *vestido y calzado, incluyendo reparaciones*, P2, se muestran en las Tablas 3-4. En cuanto a la evidencia de inestabilidad, para la regresión NXRT-RCP se detectan 9 relaciones bilaterales en las que el coeficiente de cointegración  $\beta$  es inestable y 2 relaciones en las que lo es el coeficiente de ajuste  $\alpha$ . Para la regresión RCP-NXRT, se presentan 5 casos de inestabilidad en el coeficiente de cointegración  $\beta'$  y 3 casos de inestabilidad en el coeficiente de velocidad de ajuste.

En general, la localización del punto de corte no coincide a lo largo de las distintas relaciones bilaterales, detectándose sólo cierta regularidad en la localización de los puntos de corte en la regresión directa para el coeficiente de cointegración  $\beta$ . Esto es precisamente lo que ocurre en las relaciones bilaterales ALE-ITA, ALE-UK, BEL-ITA, FRA-ITA y HOL-UK para las que uno de los puntos de corte que se han detectado se sitúa en el año 1992. De nuevo, como ocurría con el subíndice P1, se observan relaciones en las que alguno de los puntos de corte que se detectan se localizan en los extremos de la muestra. Por otro lado, la evidencia de inestabilidad es múltiple en el coeficiente de cointegración  $\beta$  para las relaciones bilaterales ALE-FRA, ALE-UK, BEL-HOL, BEL-ITA, FRA-ITA e ITA-UK y en el coeficiente de cointegración  $\beta'$  para las relaciones ALE-HOL y HOL-ITA.

En cuanto a la variable de ajuste, se han obtenido 3 relaciones bilaterales (ALE-BEL, ALE-UK, HOL-UK) en las que la variable de ajuste son los precios relativos, 6 relaciones bilaterales en las que la variable de ajuste es el tipo de cambio nominal (ALE-FRA, BEL-HOL, BEL-ITA, BEL-UK, ESP-FRA, FRA-ITA), 2 relaciones bilaterales en las que la variable de ajuste son tanto los precios relativos como el tipo de cambio (ALE-ITA, ITA-UK) y 9 relaciones en las que no hay evidencia de ajuste (ALE-ESP, ALE-HOL, BEL-ESP, BEL-FRA, ESP-HOL, ESP-UK, FRA-HOL, FRA-UK, HOL-ITA).

En cuanto a la magnitud de ajuste, en las relaciones bilaterales en las que se ha

obtenido ajuste en los precios relativos, la misma oscila, en términos porcentuales, entre un mínimo de un 0.78% (para ALE-BEL) y un máximo 4.32% (para ALE-UK). Por otra parte, en las relaciones bilaterales en las que el ajuste recae sobre el tipo de cambio, la magnitud de ajuste oscila entre un mínimo de un 5.05% (ESP-FRA) y un máximo de un 22.90% (para FRA-ITA). Por último, en aquellas relaciones bilaterales donde tanto los precios relativos como el tipo de cambio se ajustan a corto plazo, los precios relativos lo hacen más lentamente que el tipo de cambio.

Los resultados numéricos para el subíndice *vivienda (alquileres, combustible y energía)*, P3, se presentan en las Tablas 5-6. En cuanto a la evidencia de inestabilidad, para la regresión NXRT-RCP se han detectado 12 relaciones bilaterales en las que el coeficiente de cointegración  $\beta$  es inestable y 4 relaciones en las que el coeficiente de velocidad de ajuste es inestable. Para la regresión recíproca, sólo se han detectado 2 relaciones bilaterales en las que el coeficiente de cointegración  $\beta'$  es inestable y 5 relaciones en las que el coeficiente de ajuste presenta evidencia de inestabilidad.

La localización del punto de corte no coincide a lo largo de las distintas relaciones bilaterales, excepto para el coeficiente de cointegración  $\beta$  en la regresión directa. Así, por ejemplo, en las relaciones bilaterales ALE-ITA, BEL-HOL, BEL-ITA, BEL-UK, FRA-ITA y HOL-UK, uno de los puntos de corte que se han detectado se sitúa en el año 1992 (en las relaciones ALE-UK y ESP-FRA, también se localiza un punto de corte al final de la muestra, en las fechas 91:8 y 93:4, respectivamente) y en las relaciones ALE-UK, BEL-HOL, BEL-ITA, ESP-UK, e ITA-UK el punto de corte se sitúa a comienzos de los 80. Por otro lado, en algunas relaciones bilaterales un punto de corte de los que se detectan se localiza en los extremos de la muestra. La evidencia de inestabilidad múltiple se concentra en el coeficiente de cointegración  $\beta$  en las relaciones bilaterales ALE-UK, BEL-HOL, BEL-ITA, FRA-ITA y FRA-UK, en el coeficiente de ajuste  $\alpha$  en la relación FRA-ITA y en el coeficiente de ajuste  $\alpha'$  en la relación FRA-UK.

En cuanto a la variable de ajuste, los resultados ponen de manifiesto que el ajuste en precios se presenta únicamente en 2 relaciones bilaterales (BEL-UK, FRA-HOL), el ajuste en el tipo de cambio en 8 relaciones bilaterales (ALE-BEL, ALE-ITA, ALE-UK, BEL-FRA, BEL-HOL, BEL-ITA, FRA-ITA, FRA-UK), el ajuste en las dos variables en 4 relaciones bilaterales (ALE-FRA, ALE-HOL, ESP-UK, ITA-UK) y no hay evidencia de ajuste en las restantes 6 relaciones bilaterales (ALE-ESP, BEL-ESP, ESP-FRA, ESP-HOL,

HOL-ITA, HOL-UK).

La velocidad del ajuste oscila entre un mínimo de un 4.44% y un máximo de un 13.96%, para las relaciones bilaterales en las que se ha obtenido ajuste en los precios relativos, entre un mínimo de un 6.16% y un máximo de un 29.91%, para las relaciones en las que se ha obtenido ajuste en el tipo de cambio y en las relaciones en las que el ajuste recae sobre las dos variables, la magnitud del ajuste del tipo de cambio es sensiblemente mayor a la de los precios relativos (excepto para la relación bilateral ALE-FRA).

La evidencia obtenida para el subíndice *menaje y servicios para el hogar*, P4, se muestra en las Tablas 7-8. En cuanto a la evidencia de inestabilidad para la regresión NXRT-RCP, se detectan 12 relaciones bilaterales de las 20 posibles donde el coeficiente de cointegración  $\beta$  es inestable y 2 relaciones bilaterales en las que el coeficiente de ajuste  $\alpha$  es inestable. Para la regresión recíproca, la inestabilidad en el coeficiente de cointegración  $\beta'$  sólo se detecta en 3 relaciones bilaterales y en el coeficiente de ajuste  $\alpha'$  en 3 relaciones bilaterales.

De nuevo, como en los subíndices anteriores, la localización del punto de corte no coincide a lo largo de las distintas relaciones bilaterales, detectándose sólo cierta regularidad en la localización del punto de corte en la regresión directa para el parámetro  $\beta$ . Así, en las relaciones ALE-ITA, BEL-ITA, FRA-ITA, FRA-ITA, FRA-UK y HOL-ITA uno de los puntos de corte que se detectan se sitúa en el año 1992 (en las relaciones ESP-FRA e ITA-UK el punto de corte se localiza en las fechas 93:4 y 93:7, respectivamente) y en las relaciones ALE-HOL, BEL-HOL, FRA-UK, HOL-UK e ITA-UK se sitúa a principios de los 80. Por otro lado, en algunos casos el punto de corte se localiza en los extremos de la muestra. La evidencia de inestabilidad múltiple está presente en las relaciones ALE-HOL, BEL-ITA, FRA-ITA, FRA-UK, HOL-ITA e ITA-UK para el coeficiente de cointegración  $\beta$  y en la relación BEL-HOL para el coeficiente de ajuste  $\alpha$ .

En cuanto a la variable de ajuste se detectan 2 relaciones bilaterales en las que el ajuste se produce en los precios relativos (BEL-UK, ESP-UK), 6 relaciones en las que ajusta el tipo de cambio (ALE-FRA, ESP-FRA, FRA-HOL, FRA-ITA, HOL-ITA, HOL-UK), 3 relaciones en las que ajusta tanto el tipo de cambio como los precios relativos (ALE-ITA, BEL-FRA, ITA-UK) y en las 9 restantes relaciones no hay evidencia de ajuste.

Por último, en cuanto a la velocidad de ajuste, los precios se ajustan con bastante lentitud, el ajuste del tipo de cambio es más rápido, oscilando la velocidad de ajuste entre

un mínimo de un 6.58% y un máximo de un 22.98%, y cuando ambas variables se ajustan en el corto plazo, la magnitud de ajuste del tipo de cambio es en todos los casos sensiblemente mayor que la de los precios relativos.

Los resultados numéricos para el subíndice *transportes y comunicaciones*, P6, se presentan en las Tablas 9-10. En cuanto a la evidencia de inestabilidad para la regresión directa se detectan 11 relaciones bilaterales en las que el coeficiente de cointegración  $\beta$  es inestable y sólo 1 relación en la que el coeficiente de velocidad de ajuste es inestable. Para la regresión recíproca, la evidencia muestra 6 relaciones en las que hay evidencia de inestabilidad en el coeficiente de cointegración  $\beta'$  y 5 relaciones en las que hay inestabilidad en el coeficiente de ajuste.

La localización del punto de corte no coincide a lo largo de las distintas relaciones, detectándose sólo cierta regularidad en el coeficiente de cointegración  $\beta$  de la regresión directa. Así, en las relaciones ALE-ITA, BEL-ITA, FRA-ITA y HOL-ITA uno de los puntos de corte que se detectan se sitúa en el año 1992 y en las relaciones ALE-HOL, ALE-UK, ESP-UK, HOL-UK e ITA-UK se localiza en el año 1980. Además, la evidencia de inestabilidad múltiple parece concentrarse en el coeficiente de cointegración  $\beta$ . Por otra parte, en algunas relaciones bilaterales hay evidencia de puntos de corte localizados en los extremos de la muestra.

En cuanto a la variable de ajuste, se presentan 2 relaciones bilaterales en las que el ajuste recae sobre los precios relativos (ALE-HOL, BEL-UK), 9 relaciones en las que el ajuste se produce en el tipo de cambio (ALE-FRA, ALE-ITA, BEL-ITA, ESP-FRA, ESP-UK, FRA-HOL, FRA-ITA, HOL-ITA, HOL-UK), 3 relaciones en las que ajustan tanto los precios como el tipo de cambio (ALE-UK, BEL-FRA, ITA-UK) y en las 6 restantes relaciones no hay evidencia de ajuste.

En cuanto a la velocidad de ajuste, para las relaciones en las que la variable de ajuste son los precios relativos, oscila entre un mínimo de un 1.54% y un máximo de un 10% y cuando se ajusta el tipo de cambio, la velocidad de ajuste oscila entre un mínimo de un 5.49% y un máximo de un 19.84%. Por último, cuando el ajuste se produce en las dos variables, la velocidad de ajuste del tipo de cambio es mayor a la de los precios relativos (excepto en la relación ITA-UK).

Para el subíndice *esparcimiento, enseñanza y cultura*, P7, los resultados numéricos se presentan en las Tablas 11-12. En cuanto a la evidencia de inestabilidad para la regresión

NXRT-RCP, se presentan 12 relaciones bilaterales en las que el coeficiente de cointegración  $\beta$  es inestable y 3 relaciones para las que el coeficiente de ajuste  $\alpha$  es inestable. Para la regresión recíproca se detectan 4 relaciones bilaterales en las que el coeficiente de cointegración  $\beta'$  es inestable y 1 relación en la que el coeficiente de ajuste  $\alpha'$  presenta inestabilidad.

La localización del punto de corte no coincide a lo largo de las distintas relaciones bilaterales, detectándose sólo cierta regularidad en la localización de los puntos de corte en la regresión directa para el coeficiente de cointegración  $\beta$ . En las relaciones ALE-ITA, FRA-ITA, HOL-ITA uno de los puntos que se detecta se sitúa en el año 1992 (en la relación ITA-UK, se sitúa en la fecha 93:7), en las relaciones ALE-BEL, ALE-HOL, ALE-UK, BEL-HOL, ESP-UK, HOL-UK e ITA-UK se localiza a principios de los 80. Además, se presentan algunos casos en los que la inestabilidad está localizada en los extremos de la muestra. La evidencia de inestabilidad múltiple se localiza en el coeficiente de cointegración  $\beta$  para las relaciones BEL-HOL, FRA-ITA, HOL-ITA e ITA-UK y en el coeficiente de cointegración  $\beta'$  para las relaciones ALE-HOL y HOL-ITA.

En cuanto a la variable que se ajusta, se presentan 4 casos en los que el ajuste se produce en los precios relativos (ALE-BEL, BEL-HOL, BEL-ITA, BEL-UK), 9 casos en los que la variable de ajuste es el tipo de cambio (ALE-FRA, ALE-ITA, ALE-UK, BEL-FRA, ESP-FRA, ESP-HOL, ESP-UK, FRA-ITA, HOL-UK), 3 casos en los que ajustan las dos variables (ALE-HOL, FRA-HOL, ITA-UK) y en las 10 restantes relaciones no hay evidencia de ajuste.

Respecto a la velocidad de ajuste, en aquellas relaciones en las que ajustan los precios la magnitud del ajuste oscila entre un mínimo de un 1.16% y un máximo de un 4.21%, cuando el ajuste se produce en el tipo de cambio, la velocidad de ajuste oscila entre un mínimo de un 4.81% y un máximo de un 16.12%. Por último, cuando el ajuste se produce en las dos variables, la magnitud del ajuste del tipo de cambio es mayor (excepto para la relación bilateral ALE-HOL).

Los resultados numéricos para el subíndice de precios *otros bienes y servicios*, P8, se presentan en las Tablas 13-14. En cuanto a la evidencia de inestabilidad para la regresión NXRT-RCP, se detectan 11 relaciones bilaterales de las 20 posibles donde el coeficiente de cointegración  $\beta$  es inestable y 1 relación en la que el coeficiente de ajuste  $\alpha$  es inestable. Para la regresión recíproca, la inestabilidad en el coeficiente de cointegración  $\beta'$  se detecta

en 4 relaciones bilaterales y en el coeficiente de ajuste  $\alpha'$  en 2 relaciones bilaterales.

La localización del punto de corte no coincide a lo largo de las distintas relaciones bilaterales, detectándose sólo cierta regularidad en la localización de los puntos de corte en la regresión directa para el coeficiente de cointegración  $\beta$ . Así, en las relaciones bilaterales ALE-ITA, BEL-ITA, FRA-ITA uno de los puntos de corte detectados se sitúa en el año 1992 y en las relaciones ALE-BEL, BEL-ITA, BEL-UK, FRA-ITA e ITA-UK a principios de los 80. Por otro lado, se presentan casos en los que alguno de los cambios estructurales se detecta en los extremos de la muestra. La evidencia de inestabilidad múltiple parece concentrarse en el coeficiente de cointegración  $\beta$ .

En cuanto a la variable de ajuste se detecta 1 relación bilateral en la que el ajuste se produce en los precios relativos (BEL-HOL), 5 relaciones en las que ajusta el tipo de cambio (ALE-ITA, ESP-FRA, FRA-HOL, FRA-UK, HOL-ITA), 4 relaciones en las que ajusta tanto el tipo de cambio como los precios relativos (BEL-FRA, BEL-ITA, FRA-ITA, ITA-UK) y en las 10 restantes relaciones no hay evidencia de ajuste.

Por último, en cuanto a la velocidad del ajuste, en la única relación bilateral en la que la variable de ajuste son los precios relativos la magnitud de ajuste es de un 15.45%, en las relaciones en las que ajusta el tipo de cambio la velocidad de ajuste oscila entre un mínimo de un 4.51% y un máximo de un 13.78%. Cuando las dos variables se ajustan en el corto plazo, la velocidad de ajuste es en todos los casos mayor para el tipo de cambio (excepto para la relación bilateral BEL-FRA).

## 5.- RESUMEN DE RESULTADOS

En las Tablas 15-17 se resumen sintéticamente todos los resultados que se han obtenido. Se distinguen dos fuentes principales de resultados: en primer lugar, resultados de inestabilidad, en los que se diferencia entre evidencia de inestabilidad en los coeficientes de cointegración  $\beta$  y  $\beta'$  y evidencia de inestabilidad en los coeficientes de ajuste  $\alpha$  y  $\alpha'$ , y en segundo lugar, resultados del análisis de la dinámica a corto plazo, en los que se especifica qué variable es responsable del ajuste y cuál es su velocidad de ajuste.

### 5.1.- Resumen de los resultados de inestabilidad

En la Tabla 15 se resume la evidencia de inestabilidad obtenida del análisis por subíndices. La información se recoge en cuatro columnas: en la primera columna se indica el subíndice con el que se está trabajando, en la segunda columna se recoge la evidencia de inestabilidad presente en los coeficientes de cointegración  $\beta$  y  $\beta'$ , en la tercera columna se recoge la evidencia de inestabilidad presente en los coeficientes de ajuste  $\alpha$  y  $\alpha'$  y en la cuarta columna se recoge el número de casos en los que no hay evidencia de inestabilidad.

Se resumen a continuación los tres posibles resultados que se pueden obtener: 1) evidencia de inestabilidad en los coeficientes de cointegración  $\beta$  y  $\beta'$ , 2) evidencia de inestabilidad en los coeficientes de ajuste  $\alpha$  y  $\alpha'$ , 3) no evidencia de inestabilidad.

#### 1) Evidencia de inestabilidad en los coeficientes de cointegración

En primer lugar, en cuanto a la evidencia de inestabilidad detectada en el coeficiente de cointegración  $\beta$  de la regresión NXRT-RCP se obtienen un total de 80 casos, de los 140 casos posibles, donde el coeficiente de cointegración  $\beta$  es inestable. Además, se observa que el número de casos inestables apenas varía entre los distintos subíndices, oscilando entre un mínimo de 9 y un máximo de 13. Por tanto, la evidencia de estabilidad/inestabilidad no parece concentrarse en subíndices concretos.

En segundo lugar, en cuanto a la inestabilidad detectada en el coeficiente  $\beta'$  de la regresión RCP-NXRT se obtienen un total de 27 casos inestables de los 140 casos posibles y de nuevo, la inestabilidad no parece concentrarse en ningún subíndice de precios concreto, oscilando el número de casos inestables entre 2 y 6 de los 20 casos posibles.

Por tanto, la evidencia señala que la inestabilidad es considerablemente mayor en el coeficiente de cointegración de la regresión directa, que en el coeficiente de cointegración de la regresión que toma como variable dependiente los precios relativos. La explicación a esta evidencia reside en el diferente comportamiento estocástico de los precios relativos y del tipo de cambio. Los precios relativos presentan habitualmente una volatilidad reducida mientras que el tipo de cambio es una variable bastante volátil. Por tanto, cuanto más volátil es la variable explicativa (tipo de cambio) más difícil resulta detectar cambios estructurales en el coeficiente asociado a ella, debido a su mayor varianza.

En tercer lugar, la localización del punto de corte, por un lado, suele ser la misma

para una misma relación bilateral en un mismo tipo de regresión, a lo largo de los distintos subíndices de precios y no suele coincidir entre relaciones bilaterales para un mismo subíndice de precios, con la excepción de los puntos de inestabilidad detectados en el coeficiente de cointegración  $\beta$  de la regresión directa. Para este coeficiente se observa cierta regularidad en la localización de los puntos de corte a principios de los años 80 y en el año 1992. Por otro lado, la localización del punto de corte no suele coincidir, en general, entre regresiones.

En cuarto lugar, la inestabilidad del coeficiente  $\beta$  parece concentrarse en las relaciones bilaterales ALE-HOL (inestabilidad presente en 4 casos de los 7 posibles), ALE-UK (inestabilidad presente en 7 casos de los 7 posibles), BEL-FRA (inestabilidad presente en 6 casos de los 7 posibles), BEL-HOL (inestabilidad presente en 6 casos de los 7 posibles), BEL-ITA (inestabilidad presente en 6 casos de los 7 posibles), FRA-HOL (inestabilidad presente en 4 casos de los 7 posibles), FRA-ITA (inestabilidad presente en los 7 casos posibles), FRA-UK (inestabilidad presente en 4 casos de los 7 posibles), HOL-ITA (inestabilidad presente en 5 casos de los 7 posibles), HOL-UK (inestabilidad presente en 6 casos de los 7 posibles) e ITA-UK (inestabilidad presente en los 7 casos posibles). La inestabilidad del parámetro  $\beta'$  de la regresión recíproca se concentra en las relaciones ALE-HOL (inestabilidad presente en 5 casos de los 7 posibles), ALE-UK (inestabilidad presente en 6 casos de los 7 posibles) y HOL-UK (inestabilidad presente en 3 casos de los 7 posibles). De estos resultados se deriva que España es el país en el que hay menos evidencia de inestabilidad en los coeficientes de cointegración.

#### 2) Evidencia de inestabilidad en los coeficientes de ajuste

En primer lugar, en cuanto a la evidencia de inestabilidad detectada en el coeficiente de velocidad de ajuste de la regresión NXRT-RCP se obtienen 17 casos inestables de los 140 casos posibles, es decir, la evidencia de inestabilidad es muy reducida. Esta evidencia oscila entre un mínimo de 1 y un máximo de 4 casos de los 20 posibles y no parece concentrarse en subíndices de precios concretos.

En segundo lugar, en cuanto a la evidencia de inestabilidad detectada en el coeficiente de velocidad de ajuste de la regresión RCP-NXRT se obtienen un total de 23 casos de los 140 casos posibles. El número de casos inestables oscila entre un mínimo de 1 y un máximo de 5 y la inestabilidad se reparte, en general, uniformemente entre los

distintos subíndices.

Por tanto, se observa que la inestabilidad del coeficiente de velocidad de ajuste es ligeramente superior en la regresión RCP-NXRT que en la regresión NXRT-RCP, contrariamente a la evidencia obtenida para los coeficientes  $\beta$  y  $\beta'$ .

En tercer lugar, en general, respecto a la localización del punto de corte coincide sólo en algunas relaciones bilaterales, para el mismo tipo de regresión, a lo largo de los subíndices (por ejemplo en las relaciones bilaterales ALE-BEL, ALE-UK, BEL-HOL en la regresión NXRT-RCP). Los puntos de corte que se obtienen para la regresión del tipo de cambio y para la de los precios relativos no suelen coincidir.

En cuarto lugar, la inestabilidad del coeficiente de velocidad de ajuste para la regresión NXRT-RCP parece concentrarse en las relaciones ALE-BEL (inestabilidad presente en 4 casos de los 7 posibles), ALE-UK (inestabilidad presente en 3 casos de los 7 posibles), BEL-HOL (inestabilidad presente en 5 casos de los 7 posibles) y FRA-ITA (inestabilidad presente en 4 casos de los 7 posibles). La inestabilidad en el parámetro de velocidad de ajuste en la regresión RCP-NXRT se concentra en la relación ALE-UK (inestabilidad presente en 3 de los 7 posibles). En el resto de relaciones bilaterales la evidencia de inestabilidad es muy reducida y como máximo se presentan 2 casos de inestabilidad de los 7 casos posibles.

Por último, existen 15 casos en los que se detecta conjuntamente inestabilidad en el coeficiente de cointegración  $\beta$  y en el coeficiente de ajuste  $\alpha$ , para la regresión directa y 9 casos de inestabilidad conjunta para la regresión recíproca.

### 3) No evidencia de inestabilidad

La no evidencia de inestabilidad conjunta en el coeficiente de cointegración de la regresión de cointegración y en el coeficiente de ajuste se distribuye, para la regresión NXRT-RCP, uniformemente a lo largo de los subíndices, oscilando el número de casos entre 7 y 10, presentándose un total de 58 casos de los 140 casos posibles. Para la regresión RCP-NXRT la evidencia de casos estables es superior, presentándose un total de 99 casos, uniformemente distribuidos por subíndices.

## 5.2.- Resumen de resultados del análisis de la dinámica a corto plazo.

De la dinámica a corto se deriva información, por un lado, sobre la variable que se

ajusta a corto plazo para alcanzar el equilibrio y, por otro lado, sobre la velocidad con la que se alcanza el mismo.

### 1) Variable que se ajusta

En cuanto a la variable que se ajusta los resultados están recogidos sintéticamente en la Tabla 16. La información se presenta en cinco columnas: en la primera se indica el subíndice con el que se está trabajando, en la segunda se recoge el número de casos por subíndices en los que hay evidencia de ajuste de los precios relativos ( $P/P^*$ ), en la tercera se recoge el número de casos por subíndices en los que hay evidencia de ajuste del tipo de cambio ( $S$ ), en la cuarta se muestra el número de casos en los que hay evidencia de ajuste del tipo de cambio y de los precios relativos y en la quinta y última columna se recogen los casos en los que no hay evidencia de ajuste.

De la Tabla 16 se desprende que hay 50 casos de los 140 posibles (el 35% de los casos) en los que no hay evidencia de ajuste y 90 casos de los 140 posibles (el 64% de los casos) en los que hay algún tipo de ajuste. Este ajuste puede presentarse o bien en una sola variable (tipo de cambio o precios) o bien en las dos variables. El ajuste de una sola variable se presenta en 68 casos, de los cuales 51 casos corresponden a ajustes del tipo de cambio y 17 a ajustes de precios. El ajuste de las dos variables se presenta en 22 casos de los 140 posibles.

Por tanto, de la información anterior se deriva que en 73 casos de los 90 posibles hay evidencia de ajuste en el tipo de cambio y en 39 casos de los 90 posibles la evidencia muestra ajuste de los precios relativos.

Por último, por subíndices se esperaría mayor evidencia de ajuste de los precios relativos en los subíndices de precios de bienes comerciables. Sin embargo, el ajuste en precios no parece concentrarse en estos subíndices de precios e incluso se observa que en el subíndice *esparcimiento, enseñanza y cultura*, P7 (subíndice de precios de bienes no comerciables) se detecta el mayor número de relaciones donde ajustan los precios relativos. Por relaciones bilaterales el ajuste de precios parece concentrarse en las relaciones bilaterales ALE-BEL, ALE-HOL y BEL-UK, el ajuste del tipo de cambio en las relaciones ALE-FRA, ALE-ITA, ESP-FRA, FRA-HOL, FRA-ITA, HOL-ITA y HOL-UK y el ajuste en ambas variables se concentra básicamente en las relaciones BEL-FRA e ITA-UK (Tabla 17).

## 2) Velocidad de ajuste

En este apartado de resultados se sintetiza la evidencia obtenida sobre la velocidad de ajuste del tipo de cambio nominal y de los precios relativos, a lo largo de los distintos subíndices de precios. La pregunta a responder es qué variable presenta mayor velocidad de ajuste y, concretamente, si la velocidad de ajuste de los precios relativos en los sectores de bienes comerciables es mayor que la de los no comerciables.

Se obtienen tres resultados básicos:

1) En general, la velocidad de ajuste del tipo de cambio es mayor que la velocidad de ajuste de los precios relativos. Por ejemplo, si se considera la relación bilateral ALE-ITA se observa que en todos los subíndices de precios la variable que se ajusta es el tipo de cambio, oscilando su magnitud de ajuste entre un máximo de un 16.16%, para el subíndice de precios P6, y un mínimo de un 8.66%, para el subíndice P8. Sólo para los subíndices P2 y P4 el ajuste del tipo de cambio viene acompañado de un ajuste bastante lento de los precios relativos. Sin embargo y por ejemplo, para la relación bilateral BEL-UK se observa que la variable de ajuste, en general, son los precios relativos y que la magnitud de ajuste es bastante más pequeña que en el caso anterior, oscilando entre un máximo de un 4.42% y un mínimo de un 1.16%. Por tanto, de estos dos ejemplos representativos se deduce que el tipo de cambio se ajusta más rápidamente que los precios relativos a corto plazo para alcanzar el equilibrio a largo.

2) Cuando el tipo de cambio experimenta fuertes depreciaciones o apreciaciones los precios relativos responden ajustándose. Esta evidencia se presenta, por ejemplo, en las relaciones bilaterales ALE-BEL para los subíndices de precios P1 y P7 y BEL-HOL para los subíndices de precios P1, P7 y P8. Dentro de esta evidencia se puede mencionar también el caso de la relación bilateral ITA-UK para el subíndice de precios P6. En esta relación bilateral la magnitud de ajuste del tipo de cambio es para todos los subíndices mayor que la magnitud de ajuste de los precios relativos, excepto para el subíndice P6, donde el procedimiento secuencial detecta un cambio estructural para el coeficiente de ajuste en fecha 81:3, fecha hasta la cual el tipo de cambio nominal bilateral lira/libra experimenta una fuerte depreciación a la que responden los precios relativos ajustándose (el ajuste es de un 25.50%).

Por tanto, la evidencia muestra como saltos bruscos del tipo de cambio vienen acompañados de una respuesta de los precios relativos. Como ejemplo concreto, esta

evidencia se presenta en la relación bilateral BEL-HOL, para el subíndice de precios P1 (Gráfico 1). Los resultados numéricos muestran como los precios relativos se ajustan un 10.26% en cada período (en cada mes) a corto plazo para lograr el equilibrio a largo plazo. En este ejemplo, los precios relativos responden ajustándose ante la fuerte depreciación que experimenta el tipo de cambio.

Por otro lado, existen relaciones bilaterales en las que los precios se ajustan significativamente y, sin embargo, el tipo de cambio no experimenta saltos bruscos. Tal es el caso de las relaciones bilaterales ALE-HOL para los subíndices P3, P6, P7, ALE-FRA para el subíndice P3, ALE-UK para los subíndices P2 y P6, BEL-FRA para el subíndice P8 y FRA-HOL para el subíndice P3. Este ajuste de precios es probablemente debido a la alta volatilidad que presentan los precios relativos en estas relaciones bilaterales para determinados subíndices de precios. Por ejemplo, en la relación bilateral FRA-HOL (Gráfico 2) para el subíndice de precios P3, la magnitud del ajuste de los precios relativos es de un 13.96%, observándose gráficamente que los precios son volátiles.

3) En general, no se observa una mayor velocidad de ajuste en las variables para los mercados sometidos a competencia internacional (como cabría esperar).

## 6.- CONCLUSIONES FINALES

En este trabajo se ha analizado empíricamente la validez de la Paridad del Poder Adquisitivo utilizando la metodología del MCE. Los resultados que se han obtenido se pueden sintetizar en:

1) El ajuste del tipo de cambio está presente en un número muy elevado de relaciones bilaterales, indicando que cualquier cambio que experimente el tipo de cambio afecta a todos los sectores de la economía, independientemente de que se trate de sectores de bienes comerciables o no comerciables. Por tanto, el ajuste que predomina es el del tipo de cambio. La evidencia muestra 50 casos de los 140 posibles (el 35% de los casos) en los que no hay evidencia de ajuste y 90 casos de los 140 posibles (el 64% de los casos) en los que hay algún tipo de ajuste. Asimismo, el ajuste de una sola variable se presenta en 68 casos, de los cuales 51 casos corresponden a ajustes del tipo de cambio (35% de los casos) y 17 (12% de los casos) a ajustes de precios. El ajuste de las dos variables se presenta en

22 casos de los 140 posibles (15% de las relaciones).

2) La velocidad de ajuste ha resultado ser, en general, mayor en el tipo de cambio que en los precios relativos (no se puede olvidar que el tipo de cambio puede experimentar depreciaciones o apreciaciones a corto plazo superiores que a largo plazo *-overshooting* del tipo de cambio- sin producirse ajustes de los precios a corto plazo). Además, la evidencia sugiere que fuertes depreciaciones o apreciaciones del tipo de cambio vienen acompañadas de ajuste en los precios, es decir, los precios responden ajustándose a cambios bruscos en el tipo de cambio. En otras palabras, cuando se analiza una relación bilateral en la que el tipo de cambio experimenta un salto brusco, los precios responden ajustándose, mientras que en aquellas relaciones en las que el tipo de cambio no experimenta cambios de magnitud importante, es el tipo de cambio la variable que se ajusta.

3) La evidencia de inestabilidad paramétrica detectada en los coeficientes de cointegración es sensiblemente mayor a la detectada en los coeficientes de ajuste. Así, en el coeficiente de cointegración de la regresión directa hay evidencia de inestabilidad en el 57% de los casos, en el coeficiente de cointegración de la regresión recíproca en el 19% de los casos, en el coeficiente de ajuste de la regresión directa en el 12% de los casos y en el coeficiente de ajuste de la regresión recíproca en el 16% de los casos.

Respecto a la localización de los puntos de corte, la evidencia obtenida para el coeficiente  $\beta$  muestra dos fechas que suelen coincidir para un conjunto de relaciones bilaterales: principios de la década de los 80 (entre 1980 y 1983) y el año 1992. Esta localización de inestabilidad es coherente con la evolución seguida por el SME, ya que a comienzos de la década de los 80, se producen los tres primeros reajustes generales en el mismo<sup>8</sup> y en 1992 tiene lugar otro reajuste general, consistente en la revaluación de todas las monedas excepto de la lira que se devaluó un 7% (de ahí que casi todas las relaciones bilaterales en las que se detecta evidencia de inestabilidad en el año 1992 involucren a Italia). El reajuste condujo a que la lira y la libra esterlina abandonasen el mecanismo de cambios europeo.

<sup>8</sup> El 23 de marzo de 1981 se devalúa la lira un 6% y el 5 de octubre del mismo año se produce el primer reajuste general: revaluación del marco y del florín holandés un 5.5% y devaluación del franco francés y lira un 3%. El segundo reajuste general tiene lugar en el año 1982. El 22 de febrero de devalúa el franco belga y la corona danesa un 3% y el 14 de junio se produce el segundo reajuste: revaluación del marco y del florín un 4.25% y devaluación del franco francés un 5.75% y de la lira un 2.75%. Asimismo, el 22 de marzo de 1983 tiene lugar el tercer reajuste general en el mecanismo de cambios europeo: el marco se revalúa un 5.5%, el florín un 3.5%, la corona un 2.5% y el franco belga un 1.5%, devaluándose la libra irlandesa un 3.5% y el franco francés y la lira un 2.5%.

En resumen, se puede afirmar que el ajuste dinámico hacia el equilibrio es, en general, estable al haberse detectado poca evidencia de cambios estructurales en los parámetros de velocidad de ajuste.

4) La evidencia empírica obtenida no parece apoyar la hipótesis económica que sostiene que en mercados sometidos a competencia internacional la variable que se ajusta son los precios, ya que hay evidencia de ajuste en precios pero se distribuye uniformemente a lo largo de los subíndices. Este resultado parece ser coherente con la hipótesis de diferenciación de productos. Los bienes comerciables (en su mayoría manufacturas) están diferenciados y esto puede contribuir a no encontrar mayor evidencia de ajuste en precios en estos sectores. Por otro lado, es posible que el nivel de desagregación de los subíndices de precios que se ha empleado no sea suficiente para capturar el ajuste probablemente mayor de precios en los sectores de bienes comerciables.

En síntesis, la evidencia obtenida en este trabajo ha puesto de manifiesto que hay ajuste del tipo de cambio en todos los sectores, independientemente del carácter comerciable o no de los mismos. Por tanto, el tipo de cambio parece estar afectado por variables distintas a las puramente financieras, en particular, por la evolución de los mercados de bienes. Por otro lado, el no haber obtenido mayor evidencia de ajuste en precios en los sectores de bienes comerciables, abre una nueva vía de análisis que se llevaría a cabo empleando subíndices de precios a un mayor nivel de desagregación, con el propósito de encontrar evidencia más favorable al ajuste de los precios relativos para los sectores de bienes comerciables. Por último, la evidencia muestra como los precios relativos se ajustan más rápidamente en presencia de fuertes cambios en el tipo de cambio, es decir, del análisis se deriva cierta evidencia de *pass-through* del tipo de cambio.



## BIBLIOGRAFÍA

Ardeni, P.G. y D. Lubian, 1991, "Is There Trend Reversion in Purchasing Power Parity?", *European Economic Review* 35, 1035-1055.

Bai, J. y P. Perron, 1998, "Estimating and Testing Linear Models With Multiple Structural Changes", *Econometrica* 66 (vol. 1), 47-78.

Camarero, M. y C. Tamarit, 1996, "Cointegration and PPP-UIP Hypothesis. An application to the Spanish integration in the EC", *Open Economies Review*, 1 (vol. 1).

Canarella, G., K. Pollard y K.S. Lai, 1990, "Cointegration Between Exchange Rates and Relative Prices: Another View", *European Economic Review* 34, 1303-1322.

Cheung Y.W y K.S. Lai, 1993a, "Long-run Purchasing Power Parity During the Recent Float", *Journal of International Economics* 34, 181-192.

Cheung Y.W y K.S. Lai, 1993b, "A Fractional Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity", *Journal of Business and Economic Statistics* 1 (vol. 11), 103-112.

Corbae, D. y S. Ouliaris, 1988, "Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity", *Review of Economics and Statistics* 70, 508-521.

Chowdhury, A.R. y F. Sdogati, 1993, "Purchasing Power Parity in the Major EMS Countries: The Role of Price and Exchange Rate Adjustment", *Journal of Macroeconomics* 1 (vol. 15), 25-45.

Dutton M. y J. Strauss, 1997, "Cointegration Tests of Purchasing Power Parity: The Impact of Non-traded Goods", *Journal of International Money and Finance* 3 (vol. 16), 433-444.

Edison, H.J. y J.T. Klovland, 1987, "A Quantitative Reassessment of Purchasing Power Parity Hypothesis: Evidence from Norway and the United Kingdom", *Journal of Applied Econometrics* 2, 309-333.

Enders, W., 1988, "Arima and Cointegration Tests of PPP Under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes", *Review of Economics and Statistics* 70, 504-508.

Engle, R. y C. Granger, 1987, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica* 55, 251-276.

Fisher, E. y J.Y. Park, 1991, "Testing Purchasing Power Parity Under the Null Hypothesis of Co-integration", *The Economic Journal* 101, 1476-1484.

Fraser, P., M.P. Taylor y A. Webster, 1991, "An Empirical Examination of Long-run and Purchasing Power Parity as Theory of International Commodity Arbitrage", *Applied Economics* 23, 1749-1759.

Gámez, C., A. Morales y J.L. Torres, 1997, "Desviaciones de la Paridad del Poder Adquisitivo: ¿Rigideces de Precios o Bienes no Comercializables?", *Hacienda Pública Española* 138 (vol. 3), 41-57.

Harris, R., 1995, *Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, Prentice Hall (eds.), Harvester Wheatsheaf.

Johnson D.R., 1990, "Co-integration, Error Correction, and Purchasing Power Parity between Canada and United States", *Canadian Journal of Economics* 4 (vol.23), 839-855.

Jordán Galduf, J.M., 1994, *Economía de la Unión Europea*, Civitas Economía y Empresa (ed.).

Kim, Y., 1990, "Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach", *Journal of Money, Credit and Banking* 22 (vol. 4), 491-503.

Kugler, P., 1990, "The Adjustment of Exchange Rates and Prices to PPP", *Prospects*, Swiss Bank Corporation, Agosto/Septiembre.

Kugler, P. y C. Lenz, 1991, "Multivariate Cointegration Analysis and Long-run Validity of PPP", *Review of Economics and Statistics* 75, 180-184.

Ledesma, F.J. et al., 1997, "Paridad del Poder Adquisitivo: Una Reconsideración", FEDEA Documento de Trabajo 97-01.

Mark, N.C., 1990, "Real end Nominal Exchange Rates in the Long-Run: An Empirical Investigation", *Journal of International Economics* 28, 115-136.

Ngama Y.L. y S. Sosvilla-Rivero, 1991, "An Empirical Examination of Absolute Purchasing Power Parity: Spain 1977-1988", *Revista Española de Economía* 2 (vol. 8).

Pérez Jurado, M. y J.L. Vega, 1993, "Paridad del Poder de Compra: Un Análisis Empírico", Documento de Trabajo 9322, Banco de España.

Rogers, J.H. y M. Jenkins, 1995, "Haircuts or Hysteresis? Sources of Movements in Real Exchange Rates", *Journal of International Economics* 38, 339-360.

Taylor, M.P., 1988, "An Empirical Examination of long-run Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques", *Applied Economics* 20, 1369-1381.

Taylor, M.P. y P.C. McMahon, 1988, "Long-run Purchasing Power Parity in the 1920s", *European Economic Review*, 32, 179-197.

Taylor, M.P., 1992, "Dollar-Sterling Exchange Rate in the 1920's: Purchasing Power Parity and the Norman Conquest of \$4.86", *Applied Economics* 24, 803-811.

Trozano, M., 1992, "Long-run and Purchasing Power Parity and Mean-Reversion in Real Exchange Rates: a Further Assessment", *Economia Internazionale* 45, 77-100.

**TABLA 1**  
**EVIDENCIA DE INESTABILIDAD MÚLTIPLE**  
**EN LOS COEFICIENTES  $\beta$  Y  $\alpha$**   
**ESTIMACIÓN DEL COEFICIENTE DE VELOCIDAD DE AJUSTE**

P1	NXRT-RCP			
	$\beta$	$\alpha$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$
ALE-BEL	si (82:1)	si (93:6)	0.0217 (0.9617)	-0.3038 (-4.0123*)
ALE-ESP	no	no	-0.0284 (-1.4478)	-
ALE-FRA	no	no	-0.0837 (-3.3203*)	-
ALE-HOL <sup>(#)</sup>	si (80:6)	si (76:12)	0.0634 (1.5820)	-0.0914 (-4.0472*)
ALE-ITA	si (92:12)	no	-0.1463 (-2.8487*)	-
ALE-UK	si (80:6)	si (86:1)	-0.2153 (-4.6566*)	-0.0248 (-0.8453)
BEL-ESP	no	no	-0.0353 (-1.7570)	-
BEL-FRA	si (76:6/81:4/94:5)	no	-0.2122 (-5.5275*)	-
BEL-HOL	si (82:1)	si (93:6)	0.0478 (1.6381)	-0.4467 (-4.3566*)
BEL-ITA	si (76:2/92:12)	no	-0.1224 (-2.8544*)	-
BEL-UK	no	no	-0.0097 (-0.7234)	-
ESP-FRA	no	no	-0.0431 (-2.0352)	-
ESP-HOL	no	no	-0.0266 (-1.4259)	-
ESP-UK	si (80:4/83:3)	no	-0.0936 (-3.1647*)	-
FRA-HOL	no	no	-0.0610 (-2.8197*)	-
FRA-ITA	si (76:1/92:12)	no	-0.2208 (-4.3029)	-
FRA-UK	si (92:8)	no	-0.0300 (-1.5407)	-
HOL-ITA	si (76:2/92:12)	no	-0.1844 (-3.8931*)	-
HOL-UK	si (80:4)	no	-0.0683 (-3.2058*)	-
ITA-UK	si (80:3)	no	-0.0924 (-2.9775*)	-

(#) En la relación ALE-HOL para los subíndices P1, P2, P4 y P8 la estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\beta'$  ha resultado ser negativa, por lo que no tiene sentido la evidencia de ajuste.

**TABLA 2**  
**EVIDENCIA DE INESTABILIDAD MÚLTIPLE**  
**EN LOS COEFICIENTES  $\beta$  Y  $\alpha$**   
**ESTIMACIÓN DEL COEFICIENTE DE VELOCIDAD DE AJUSTE**

P1	RCP-NXRT			
	$\beta'$	$\alpha'$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$
ALE-BEL	no	No	-0.0486 (-2.5295**)	-
ALE-ESP	no	No	-0.0090 (-1.0406)	-
ALE-FRA	no	no	-0.0053 (-0.4145)	-
ALE-HOL <sup>(#)</sup>	si (89:1)	si (84:2)	-0.3430 (-4.1070*)	-0.0614 (-1.5219)
ALE-ITA	no	no	-0.0093 (-1.8203)	-
ALE-UK	si (79:5)	no	-0.0003 (-0.0448)	-
BEL-ESP	no	no	-0.0115 (-1.1829)	-
BEL-FRA	no	no	-0.0239 (-2.0722)	-
BEL-HOL	no	no	-0.1026 (-3.8558*)	-
BEL-ITA	no	si (89:9)	-0.0490 (-4.2977*)	-0.0018 (-0.2233)
BEL-UK	no	no	-0.0271 (-3.5704*)	-
ESP-FRA	no	no	-0.0153 (-1.6270)	-
ESP-HOL	no	no	-0.0129 (-1.5606)	-
ESP-UK	no	no	-0.0209 (-3.0119*)	-
FRA-HOL	no	no	-0.0186 (-1.6327)	-
FRA-ITA	no	si (75:12)	-0.1487 (-3.4252*)	-0.0040 (-0.6449)
FRA-UK	no	no	-0.0243 (-2.1455)	-
HOL-ITA	no	no	-0.0098 (-2.0032)	-
HOL-UK	si (79:5)	si (77:4)	-0.1871 (-4.2986*)	-0.0059 (-0.6492)
ITA-UK	no	no	-0.0179 (-3.4153*)	-

(#) En la relación ALE-HOL para los subíndices P1, P2, P4 y P8 la estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\beta'$  ha resultado ser negativa, por lo que no tiene sentido la evidencia de ajuste.

**TABLA 3**  
**EVIDENCIA DE INESTABILIDAD MÚLTIPLE**  
**EN LOS COEFICIENTES  $\beta$  Y  $\alpha$**   
**ESTIMACIÓN DEL COEFICIENTE DE VELOCIDAD DE AJUSTE**

P2	NXRT-RCP			
	$\beta$	$\alpha$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$
ALE-BEL	no	no	-0.0061 (-0.84941)	-
ALE-ESP	no	no	-0.0335 (-1.8711)	-
ALE-FRA	sí (76:1/82:5)	no	-0.0825 (-2.7516*)	-
ALE-HOL <sup>(#)</sup>	no	sí (76:12)	0.0412 (1.4294)	-0.0799 (-3.8243*)
ALE-ITA	sí (92:11)	no	-0.1580 (-3.4463*)	-
ALE-UK	sí (85:4/92:6)	no	-0.0213 (-1.4595)	-
BEL-ESP	no	no	-0.0264 (-1.6267)	-
BEL-FRA	no	no	-0.0354 (-2.4560)	-
BEL-HOL	sí (80:7/82:1/89:12)	sí (81:5)	0.0200 (1.1090)	-0.0777 (-3.3078*)
BEL-ITA	sí (76:2/92:9)	no	-0.1119 (-3.2937*)	-
BEL-UK	sí (89:9)	no	-0.0662 (-3.6755*)	-
ESP-FRA	no	no	-0.0505 (-2.5169**)	-
ESP-HOL	no	no	-0.0342 (-2.0755)	-
ESP-UK	no	no	-0.0359 (-2.2704)	-
FRA-HOL	no	no	-0.0175 (-1.4469)	-
FRA-ITA	sí (76:1/92:11)	no	-0.2290 (-4.7667*)	-
FRA-UK	no	no	-0.0219 (-1.5927)	-
HOL-ITA	no	no	-0.0455 (-2.1258)	-
HOL-UK	sí (92:8)	no	-0.0269 (-1.8134)	-
ITA-UK	sí (80:3/93:7)	no	-0.1396 (-4.1329*)	-

(#) En la relación ALE-HOL para los subíndices P1, P2, P4 y P8 la estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\beta'$  ha resultado ser negativa, por lo que no tiene sentido la evidencia de ajuste.

**TABLA 4**  
**EVIDENCIA DE INESTABILIDAD MÚLTIPLE**  
**EN LOS COEFICIENTES  $\beta$  Y  $\alpha$**   
**ESTIMACIÓN DEL COEFICIENTE DE VELOCIDAD DE AJUSTE**

P2	RCP-NXRT			
	$\beta'$	$\alpha'$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$
ALE-BEL	no	No	-0.0078 (-2.6145**)	-
ALE-ESP	no	no	-0.0028 (-1.3042)	-
ALE-FRA	no	no	-0.0277 (-1.9537)	-
ALE-HOL <sup>(#)</sup>	sí (87:6/89:6)	no	-0.0385 (-2.0006)	-
ALE-ITA	no	no	-0.0065 (-2.6911**)	-
ALE-UK	sí (77:7)	no	-0.0432 (-2.7676*)	-
BEL-ESP	no	no	-0.0043 (-2.2368)	-
BEL-FRA	no	sí (76:9)	-0.0816 (-2.5778**)	-0.0099 (-1.8020)
BEL-HOL	no	no	-0.0078 (-1.4729)	-
BEL-ITA	no	no	-0.0045 (-2.1704)	-
BEL-UK	no	no	-0.0103 (-1.2411)	-
ESP-FRA	no	no	-0.0065 (-1.3137)	-
ESP-HOL	no	no	-0.0098 (-1.9301)	-
ESP-UK	no	no	-0.0075 (-2.0174)	-
FRA-HOL	sí (88:12)	no	-0.0173 (-1.1249)	-
FRA-ITA	sí (81:9)	sí (76:4)	-0.0951 (-3.5421*)	-0.0022 (-0.2825)
FRA-UK	no	no	-0.0042 (-1.2363)	-
HOL-ITA	sí (76:2/88:11/90:12)	no	-0.0099 (-0.8954)	-
HOL-UK	no	no	-0.0348 (-2.9665*)	-
ITA-UK	no	sí (92:6)	-0.0116 (-2.6125**)	-0.0889 (-4.1245*)

(#) En la relación ALE-HOL para los subíndices P1, P2, P4 y P8 la estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\beta'$  ha resultado ser negativa, por lo que no tiene sentido la evidencia de ajuste.

**TABLA 5**  
**EVIDENCIA DE INESTABILIDAD MÚLTIPLE**  
**EN LOS COEFICIENTES  $\beta$  Y  $\alpha$**   
**ESTIMACIÓN DEL COEFICIENTE DE VELOCIDAD DE AJUSTE**

P3	NXRT-RCP			
	$\beta$	$\alpha$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$
ALE-BEL	no	si (81:5)	-0.0039 (-0.2661)	-0.0616 (-4.4200*)
ALE-ESP	no	no	-0.0306 (-1.7327)	-
ALE-FRA	no	no	-0.0653 (-3.0559*)	-
ALE-HOL	no	no	-0.1761 (-4.3017*)	-
ALE-ITA	si (92:1)	no	-0.1005 (-2.7264*)	-
ALE-UK	si (80:7/91:8)	si (85:11)	-0.1747 (-4.4051*)	-0.0087 (-0.3003)
BEL-ESP	no	no	-0.0357 (-1.8403)	-
BEL-FRA	si (76:8)	no	-0.2991 (-6.9110*)	-
BEL-HOL	si (82:7/92:6)	si (81:5)	0.0059 (0.4701)	-0.1115 (-6.0713*)
BEL-ITA	si (76:2/77:11/82:1/92:12)	no	-0.1592 (-3.3195*)	-
BEL-UK	si (92:8)	no	-0.0325 (-1.9950)	-
ESP-FRA	si (93:4)	no	-0.0511 (-2.2085)	-
ESP-HOL	no	no	-0.0260 (-1.6810)	-
ESP-UK	si (80:5)	no	-0.0833 (-3.3250*)	-
FRA-HOL	no	no	-0.0370 (-2.2535)	-
FRA-ITA	si (76:1/78:4/92:9)	si (80:12)	-0.7295 (-5.6634*)	-0.1639 (-3.4200*)
FRA-UK	si (76:3/85:12/92:8/93:12)	no	-0.0874 (-3.3377*)	-
HOL-ITA	no	no	-0.0148 (-0.8777)	-
HOL-UK	si (92:8)	no	-0.0307 (-1.9632)	-
ITA-UK	si (80:3)	no	-0.1226 (-3.6653*)	-

**TABLA 6**  
**EVIDENCIA DE INESTABILIDAD MÚLTIPLE**  
**EN LOS COEFICIENTES  $\beta$  Y  $\alpha$**   
**ESTIMACIÓN DEL COEFICIENTE DE VELOCIDAD DE AJUSTE**

P3	RCP-NXRT				
	$\beta'$	$\alpha'$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$
ALE-BEL	no	no	-0.0107 (-1.0059)	-	-
ALE-ESP	no	no	-0.0053 (-1.0758)	-	-
ALE-FRA	si (79:12)	si (85:3)	0.01619 (0.8404)	-0.1082 (-2.8137*)	-
ALE-HOL	no	no	-0.0717 (-2.6433**)	-	-
ALE-ITA	no	no	-0.0133 (-2.0657)	-	-
ALE-UK	no	si (77:3)	0.0118 (1.2353)	-0.0107 (-2.2141)	-
BEL-ESP	no	no	-0.0105 (-1.6420)	-	-
BEL-FRA	no	no	-0.0117 (-1.3516)	-	-
BEL-HOL	no	no	-0.0335 (-1.3735)	-	-
BEL-ITA	si (82:11)	no	-0.0194 (-2.1196)	-	-
BEL-UK	no	si (90:2)	0.0000 (0.0031)	-0.0442 (-3.5329*)	-
ESP-FRA	no	no	-0.0165 (-1.9017)	-	-
ESP-HOL	no	no	-0.0096 (-1.7705)	-	-
ESP-UK	no	no	-0.0385 (-2.8482*)	-	-
FRA-HOL	no	si (85:5)	0.0047 (0.3153)	-0.1396 (-4.3412*)	-
FRA-ITA	no	no	-0.0133 (-2.2838)	-	-
FRA-UK	no	si (90:2/92:6)	0.0029 (0.3585)	-0.0492 (-3.1936*)	-0.0468 (-1.5901)
HOL-ITA	no	no	-0.0146 (-2.1536)	-	-
HOL-UK	no	no	-0.0068 (-1.3787)	-	-
ITA-UK	no	no	-0.0426 (-2.9629*)	-	-

**TABLA 7**  
**EVIDENCIA DE INESTABILIDAD MÚLTIPLE**  
**EN LOS COEFICIENTES  $\beta$  Y  $\alpha$**   
**ESTIMACIÓN DEL COEFICIENTE DE VELOCIDAD DE AJUSTE**

P4	NXRT-RCP				
	$\beta$	$\alpha$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$
ALE-BEL	no	no	0.0033 (0.4388)	-	-
ALE-ESP	no	no	-0.0326 (-1.7454)	-	-
ALE-FRA	no	no	-0.0665 (-2.9997*)	-	-
ALE-HOL <sup>(#)</sup>	sí (77:8/79:4/83:12)	no	-0.2430 (-4.2764*)	-	-
ALE-ITA	sí (92:11)	no	-0.1543 (-3.4142*)	-	-
ALE-UK	no	no	-0.0105 (-0.8398)	-	-
BEL-ESP	no	no	-0.0297 (-1.7090)	-	-
BEL-FRA	sí (76:7)	no	-0.0580 (-2.9223*)	-	-
BEL-HOL	sí (82:1)	sí (81:12/93:6)	-0.0209 (-0.6559)	0.1444 (4.4491)	-0.4101 (-3.3610*)
BEL-ITA	sí (76:2-92:9)	no	-0.0448 (-1.5326)	-	-
BEL-UK	no	no	-0.0107 (-0.9285)	-	-
ESP-FRA	sí (93:4)	no	-0.0848 (-3.0815*)	-	-
ESP-HOL	no	no	-0.0419 (-2.2081)	-	-
ESP-UK	no	no	-0.0387 (-2.3492)	-	-
FRA-HOL	sí (76:7)	no	-0.0865 (-3.3194*)	-	-
FRA-ITA	sí (76:1/92:11)	sí (76:4)	-1.0148 (-5.9548*)	-0.2041 (-4.3745*)	-
FRA-UK	sí (80:7/92:8)	no	-0.0458 (-2.2713)	-	-
HOL-ITA	sí (76:2/92:11)	no	-0.2298 (-4.8704*)	-	-
HOL-UK	sí (80:4)	no	-0.0658 (-3.2744*)	-	-
ITA-UK	sí (78:9/80:3/-93:7)	no	-0.1472 (-4.1970*)	-	-

(#) En la relación ALE-HOL para los subíndices P1, P2, P4 y P8 la estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\beta'$  ha resultado ser negativa, por lo que no tiene sentido la evidencia de ajuste.

**TABLA 8**  
**EVIDENCIA DE INESTABILIDAD MÚLTIPLE**  
**EN LOS COEFICIENTES  $\beta$  Y  $\alpha$**   
**ESTIMACIÓN DEL COEFICIENTE DE VELOCIDAD DE AJUSTE**

P4	RCP-NXRT			
	$\beta'$	$\alpha'$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$
ALE-BEL	no	no	-0.0125 (-2.2338)	-
ALE-ESP	no	no	-0.0032 (-1.2803)	-
ALE-FRA	no	no	-0.0098 (-1.4094)	-
ALE-HOL <sup>(#)</sup>	no	no	0.0089 (1.3252)	-
ALE-ITA	no	no	-0.0076 (-2.6363**)	-
ALE-UK	sí (79:5)	sí (78:6)	0.1066 (4.9076)	-0.0119 (-1.2580)
BEL-ESP	no	no	-0.0039 (-2.0395)	-
BEL-FRA	no	no	-0.0104 (-2.9857*)	-
BEL-HOL	no	no	-0.0118 (-1.9440)	-
BEL-ITA	no	no	-0.0054 (-2.2112)	-
BEL-UK	no	no	-0.0143 (-3.1156*)	-
ESP-FRA	no	no	-0.0051 (-1.4226)	-
ESP-HOL	no	sí (78:3)	-0.0323 (-4.1052*)	-0.0008 (-0.3439)
ESP-UK	no	no	-0.0105 (-2.6875**)	-
FRA-HOL	no	no	-0.0077 (-1.2996)	-
FRA-ITA	sí (82:5)	sí (76:8)	-0.1403 (-5.6273*)	-0.0061 (-1.1939)
FRA-UK	no	no	-0.0205 (-2.4682)	-
HOL-ITA	no	no	-0.0046 (-1.6771)	-
HOL-UK	sí (79:6)	no	0.0033 (0.3782)	-
ITA-UK	no	no	-0.0192 (-4.5767*)	-

(#) En la relación ALE-HOL para los subíndices P1, P2, P4 y P8 la estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\beta'$  ha resultado ser negativa, por lo que no tiene sentido la evidencia de ajuste.

**TABLA 9**  
**EVIDENCIA DE INESTABILIDAD MÚLTIPLE**  
**EN LOS COEFICIENTES  $\beta$  Y  $\alpha$**   
**ESTIMACIÓN DEL COEFICIENTE DE VELOCIDAD DE AJUSTE**

P6	NXRT-RCP			
	$\beta$	$\alpha$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$
ALE-BEL	no	no	-0.0226 (-1.7026)	-
ALE-ESP	no	no	-0.0419 (-2.0208)	-
ALE-FRA	no	no	-0.0423 (-2.5153**)	-
ALE-HOL	si (78:7/79:8/80:10)	no	-0.0581 (-2.4739)	-
ALE-ITA	si (92:9)	no	-0.1616 (-3.3710*)	-
ALE-UK	si (80:6)	si (86:1)	-0.1790 (-4.1374*)	-0.0208 (-0.6773)
BEL-ESP	no	no	-0.0514 (-2.3635)	-
BEL-FRA	si (76:6)	no	-0.0927 (-3.3954*)	-
BEL-HOL	no	no	-0.0319 (-2.0873)	-
BEL-ITA	si (76:8/92:9)	no	-0.1460 (-3.4708*)	-
BEL-UK	no	no	-0.0174 (-1.3272)	-
ESP-FRA	no	no	-0.0741 (-3.0989*)	-
ESP-HOL	no	no	-0.0458 (-2.3851)	-
ESP-UK	si (80:6)	no	-0.0741 (3.2390*)	-
FRA-HOL	si (79:9)	no	-0.0656 (-3.1454*)	-
FRA-ITA	si (78:4-92:11)	no	-0.1984 (-3.6981*)	-
FRA-UK	no	no	-0.0175 (-1.1554)	-
HOL-ITA	si (76:2/77:11/79:12/92:11)	no	-0.1815 (-4.0182*)	-
HOL-UK	si (76:8/78:2/80:4)	no	-0.0549 (-2.5796**)	-
ITA-UK	si (80:3)	no	-0.0966 (-3.3191*)	-

(#) En la relación ALE-HOL para los subíndices P1, P2, P4 y P8 la estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\beta'$  ha resultado ser negativa, por lo que no tiene sentido la evidencia de ajuste.

**TABLA 10**  
**EVIDENCIA DE INESTABILIDAD MÚLTIPLE**  
**EN LOS COEFICIENTES  $\beta$  Y  $\alpha$**   
**ESTIMACIÓN DEL COEFICIENTE DE VELOCIDAD DE AJUSTE**

P6	RCP-NXRT			
	$\beta'$	$\alpha'$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$
ALE-BEL	No	no	-0.0325 (-1.5539)	-
ALE-ESP	si (79:3)	no	-0.0267 (-2.3936)	-
ALE-FRA	no	si (76:12)	0.0493 (1.4859)	-0.0074 (-0.6458)
ALE-HOL	si (91:3)	no	-0.1000 (-3.2208*)	-
ALE-ITA	no	no	-0.0116 (-1.5291)	-
ALE-UK	si (79:6)	si (78:6)	0.1157 (3.4347)	-0.0418 (-2.7216*)
BEL-ESP	si (77:3/79:3)	no	-0.0186 (-1.8689)	-
BEL-FRA	no	no	-0.0294 (-2.7533*)	-
BEL-HOL	no	no	-0.0467 (-3.3986)	-
BEL-ITA	no	no	-0.0121 (-1.8522)	-
BEL-UK	no	no	-0.0154 (-2.8038*)	-
ESP-FRA	no	si (76:12)	-0.1168 (-3.5088*)	0.0012 (0.1585)
ESP-HOL	no	no	-0.0117 (-1.4047)	-
ESP-UK	no	no	-0.0128 (-1.8631)	-
FRA-HOL	no	no	-0.0150 (-1.4985)	-
FRA-ITA	no	no	-0.0187 (-2.3186)	-
FRA-UK	no	no	-0.0213 (-2.0454)	-
HOL-ITA	no	no	-0.0100 (-1.4214)	-
HOL-UK	si (79:6)	si (78:11)	-0.1229 (-2.7089*)	0.0102 (0.8605)
ITA-UK	si (82:12/84:1)	si (81:3)	-0.2550 (-6.6459*)	-0.0254 (-1.2194)

**TABLA 11**  
**EVIDENCIA DE INESTABILIDAD MÚLTIPLE**  
**EN LOS COEFICIENTES  $\beta$  Y  $\alpha$**   
**ESTIMACIÓN DEL COEFICIENTE DE VELOCIDAD DE AJUSTE**

P7	NXRT-RCP			
	$\beta$	$\alpha$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$
ALE-BEL	si (82:1)	Si (93:6)	-0.0360 (-1.1694)	-0.4525 (-4.3523*)
ALE-ESP	no	no	-0.0472 (-2.3791)	-
ALE-FRA	no	no	-0.0541 (-2.6630**)	-
ALE-HOL	si (82:2)	no	-0.0626 (-2.5729**)	-
ALE-ITA	si (92:2)	no	-0.0984 (-2.6830*)	-
ALE-UK	si (80:7)	no	-0.0830 (-3.4921*)	-
BEL-ESP	no	no	-0.0498 (-2.4621)	-
BEL-FRA	si (76:7)	no	-0.0481 (-2.7366*)	-
BEL-HOL	si (82:1/90:2)	si (93:6)	-0.4336 (-1.1959)	-0.4974 (-4.1513*)
BEL-ITA	no	no	-0.0229 (-1.0622)	-
BEL-UK	no	no	-0.0129 (-1.0622)	-
ESP-FRA	no	no	-0.0755 (-3.2413*)	-
ESP-HOL	no	no	-0.0493 (-2.5529**)	-
ESP-UK	si (80:5)	no	-0.0759 (-3.3355*)	-
FRA-HOL	si (76:7)	no	-0.0856 (-3.7111*)	-
FRA-ITA	si (76:2/78:4/92:12)	si (79:12)	-0.1612 (-3.818*)	-0.1031 (-2.0490)
FRA-UK	no	no	-0.0176 (-1.2699)	-
HOL-ITA	si (76:3/92:12)	no	-0.0943 (-2.4303)	-
HOL-UK	si (80:7)	no	-0.0750 (-3.7125*)	-
ITA-UK	si (80:3/93:7)	no	-0.1103 (-3.5381*)	-

**TABLA 12**  
**EVIDENCIA DE INESTABILIDAD MÚLTIPLE**  
**EN LOS COEFICIENTES  $\beta$  Y  $\alpha$**   
**ESTIMACIÓN DEL COEFICIENTE DE VELOCIDAD DE AJUSTE**

P7	RCP-NXRT			
	$\beta'$	$\alpha'$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$
ALE-BEL	no	no	-0.0386 (-3.1837*)	-
ALE-ESP	no	no	-0.0001 (-0.0177)	-
ALE-FRA	no	no	-0.0051 (-0.7302)	-
ALE-HOL	si (77:4/86:11/91:6)	no	-0.1208 (-3.3537*)	-
ALE-ITA	no	no	-0.0070 (-1.4602)	-
ALE-UK	si (79:12)	no	0.0011 (0.1416)	-
BEL-ESP	no	no	-0.0042 (-0.9802)	-
BEL-FRA	no	no	-0.0127 (-2.4219)	-
BEL-HOL	no	no	-0.0421 (-4.4356*)	-
BEL-ITA	no	si (92:3)	-0.0132 (-3.0379*)	0.0105 (1.2879)
BEL-UK	no	no	-0.0116 (-3.0788*)	-
ESP-FRA	no	no	0.0002 (0.0402)	-
ESP-HOL	no	no	-0.0013 (-0.2511)	-
ESP-UK	no	no	-0.0106 (-2.0894)	-
FRA-HOL	no	no	-0.0252 (-2.8776*)	-
FRA-ITA	no	no	-0.0041 (-1.2997)	-
FRA-UK	si (79:6)	no	-0.0083 (-0.8925)	-
HOL-ITA	si (76:2/87:12/89:12/91:2)	no	-0.0108 (-1.6338)	-
HOL-UK	no	no	-0.0080 (-2.4088)	-
ITA-UK	no	no	-0.0179 (-3.5693*)	-



**TABLA 13**  
**EVIDENCIA DE INESTABILIDAD MÚLTIPLE**  
**EN LOS COEFICIENTES  $\beta$  Y  $\alpha$**   
**ESTIMACIÓN DEL COEFICIENTE DE VELOCIDAD DE AJUSTE**

P8	NXRT-RCP			
	$\beta$	$\alpha$	$\alpha_1$	$\alpha_2$
ALE-BEL	si (82:1/85:6)	si (93:6)	-0.0023 (-0.2021)	-0.1218 (-2.6710*)
ALE-ESP	no	no	-0.0344 (-1.9477)	-
ALE-FRA	no	no	-0.0388 (-2.4542)	-
ALE-HOL <sup>(#)</sup>	no	no	-0.0961 (-2.5186)	-
ALE-ITA	si (92:11)	no	-0.0866 (-2.4902**)	-
ALE-UK	no	no	-0.0192 (-1.3345)	-
BEL-ESP	no	no	-0.0404 (-2.1900)	-
BEL-FRA	si (76:8)	no	-0.0496 (-2.5003**)	-
BEL-HOL	si (76:11/84:12)	no	-0.0921 (-1.8223)	-
BEL-ITA	si (76:8/77:11/82:1/92:9)	no	-0.1966 (-4.2093*)	-
BEL-UK	si (76:8/78:1/80:9)	no	-0.0589 (-2.4365)	-
ESP-FRA	no	no	-0.0670 (-3.0344*)	-
ESP-HOL	no	no	-0.0294 (-1.7833)	-
ESP-UK	no	no	-0.0423 (-2.3302)	-
FRA-HOL	si (77:3)	no	-0.1378 (-3.7223*)	-
FRA-ITA	si (76:1/78:4/82:7-92:8)	no	-0.3172 (-5.7263*)	-
FRA-UK	si (76:11)	no	-0.0451 (-2.4971)	-
HOL-ITA	si (87:10)	no	-0.1327 (-2.4768)	-
HOL-UK	no	no	-0.0312 (-2.0210)	-
ITA-UK	si (80:3)	no	-0.0921 (-3.1219*)	-

(#) En la relación ALE-HOL para los subíndices P1, P2, P4 y P8 la estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\beta'$  ha resultado ser negativa, por lo que no tiene sentido la evidencia de ajuste.

**TABLA 14**  
**EVIDENCIA DE INESTABILIDAD MÚLTIPLE**  
**EN LOS COEFICIENTES  $\beta$  Y  $\alpha$**   
**ESTIMACIÓN DEL COEFICIENTE DE VELOCIDAD DE AJUSTE**

P8	RCP-NXRT				
	$\beta$	$\alpha$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$
ALE-BEL	no	no	-0.0303 (-2.3620)	-	-
ALE-ESP	no	no	-0.0057 (-1.3779)	-	-
ALE-FRA	no	no	-0.0137 (-2.3127)	-	-
ALE-HOL <sup>(#)</sup>	si (88:8)	no	0.0038 (0.6492)	-	-
ALE-ITA	no	no	-0.0069 (-1.9060)	-	-
ALE-UK	si (79:12)	no	-0.0246 (-1.8980)	-	-
BEL-ESP	si (78:3)	no	-0.0033 (-0.6260)	-	-
BEL-FRA	no	si (86:2)	-0.0184 (-3.5252*)	-0.0774 (-3.9603*)	-
BEL-HOL	no	si (76:12/86:12)	-0.0959 (-3.0957*)	-0.0115 (-1.3573)	-0.1545 (-4.4713*)
BEL-ITA	no	no	-0.0122 (-3.6394*)	-	-
BEL-UK	si (80:1)	no	-0.0239 (-1.5615)	-	-
ESP-FRA	no	no	0.0001 (0.0163)	-	-
ESP-HOL	no	no	-0.0020 (-0.5901)	-	-
ESP-UK	no	no	-0.0202 (-2.2242)	-	-
FRA-HOL	no	no	-0.0148 (-2.1500)	-	-
FRA-ITA	no	no	-0.0109 (-3.0484*)	-	-
FRA-UK	no	no	-0.0248 (-2.0846)	-	-
HOL-ITA	no	no	-0.0035 (-1.0307)	-	-
HOL-UK	no	no	-0.0197 (-1.3893)	-	-
ITA-UK	no	no	-0.0430 (-3.8907*)	-	-

(#) En la relación ALE-HOL para los subíndices P1, P2, P4 y P8 la estimación de los coeficientes  $\beta$  y  $\beta'$  ha resultado ser negativa, por lo que no tiene sentido la evidencia de ajuste.

**TABLA 15**  
**EVIDENCIA DE INESTABILIDAD**  
**RESUMEN DE RESULTADOS**

	INESTABILIDAD $\beta, \beta'$		INESTABILIDAD $\alpha, \alpha'$		NO INESTABILIDAD	
	NXRT/RCP	RCP/NXRT	NXRT/RCP	RCP/NXRT	NXRT/RCP	RCP/NXRT
P1	13/20	3/20	4/20	4/20	7/20	15/20
P2	9/20	5/20	2/20	3/20	10/20	13/20
P3	12/20	2/20	4/20	5/20	7/20	14/20
P4	12/20	3/20	2/20	3/20	8/20	16/20
P6	11/20	6/20	1/20	5/20	9/20	12/20
P7	12/20	4/20	3/20	1/20	8/20	15/20
P8	11/20	4/20	1/20	2/20	9/20	14/20
TOTAL	80/140	27/140	17/140	23/140	58/140	99/140

**TABLA 16**  
**VARIABLE DE AJUSTE**  
**RESUMEN DE RESULTADOS**

	P/P*	S	P/P*, S	NINGUNA
P1	3/20	8/20	3/20	6/20
P2	3/20	6/20	2/20	9/20
P3	2/20	8/20	4/20	6/20
P4	2/20	6/20	3/20	9/20
P6	2/20	9/20	3/20	6/20
P7	4/20	9/20	3/20	4/20
P8	1/20	5/20	4/20	10/20
TOTAL	17/140	51/140	22/140	50/140

**TABLA 17**  
**VARIABLE DE AJUSTE POR RELACIONES BILATERALES**  
**RESUMEN DE RESULTADOS**

	P1	P2	P3	P4	P6	P7	P8
ALE-BEL	P/P*	P/P*	S	-	-	P/P*	-
ALE-ESP	-	-	-	-	-	-	-
ALE-FRA	S	S	P/P*, S	S	S	S	-
ALE-HOL	-	-	P/P*, S	-	P/P*	P/P*, S	-
ALE-ITA	S	P/P*, S	S	P/P*, S	S	S	S
ALE-UK	S	P/P*	S	-	P/P*, S	S	-
BEL-ESP	-	-	-	-	-	-	-
BEL-FRA	S	-	S	P/P*, S	P/P*, S	S	P/P*, S
BEL-HOL	P/P*	S	S	-	-	P/P*	P/P*
BEL-ITA	P/P*, S	S	S	-	S	P/P*	P/P*, S
BEL-UK	P/P*	S	P/P*	P/P*	P/P*	P/P*	-
ESP-FRA	-	S	-	S	S	S	S
ESP-HOL	-	-	-	-	-	S	-
ESP-UK	P/P*, S	-	P/P*, S	P/P*	S	S	-
FRA-HOL	S	-	P/P*	S	S	P/P*, S	S
FRA-ITA	S	S	S	S	S	S	P/P*, S
FRA-UK	-	-	S	-	-	-	S
HOL-ITA	S	-	-	S	S	-	S
HOL-UK	S	P/P*	-	S	S	S	-
ITA-UK	P/P*, S	P/P*, S	P/P*, S	P/P*, S	P/P*, S	P/P*, S	P/P*, S

GRÁFICO 1

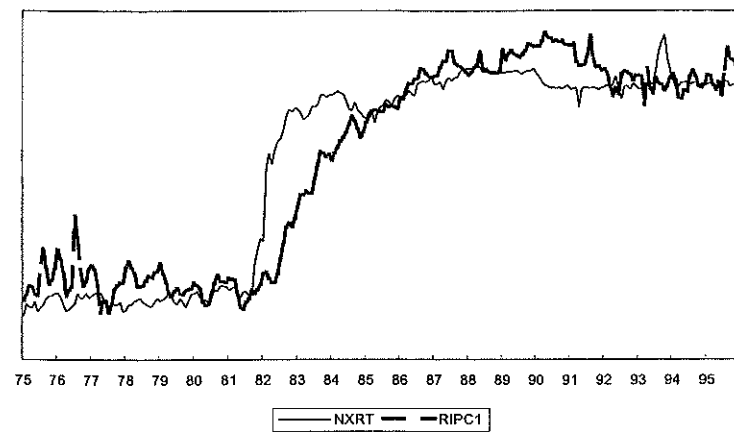


GRÁFICO 2

